

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

TULIO MORENO SAVIO

**METAS DE INFLAÇÃO, RISCO-PAÍS E DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA
PARA O CASO BRASILEIRO**

**CURITIBA
2009**

UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

TULIO MORENO SAVIO

**METAS DE INFLAÇÃO, RISCO-PAÍS E DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA
PARA O CASO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Departamento de Economia, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Desenvolvimento Econômico.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado

**CURITIBA
2009**

TERMO DE APROVAÇÃO

TULIO MORENO SAVIO

METAS DE INFLAÇÃO, RISCO-PAÍS E DÍVIDA PÚBLICA: UMA ANÁLISE EMPÍRICA PARA O CASO BRASILEIRO

Dissertação aprovada como requisito parcial para obtenção do grau de Mestre em Desenvolvimento Econômico, pelo Programa de Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico, Setor de Ciências Sociais Aplicadas, Universidade Federal do Paraná, pela seguinte banca examinadora.

Orientador:

Prof. Dr. Marcelo Luiz Curado
Departamento de Economia, UFPR

Prof. Dr. Marco Flávio da Cunha Resende
Departamento de Economia, UFMG

Prof. Dr. José Gabriel Porcile Meirelles
Departamento de Economia, UFPR

Curitiba, 27 de abril de 2009

À minha avó, Adélia Maria Marin.

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Osvaldo e Irani, por ter me concedido a vida, pelo apoio e incentivo que sempre me deram. Sou grato a tudo isso.

Aos meus irmãos Conrado e Romulo, pelos cuidados, amizade e companheirismo.

Ao professor orientador Dr. Marcelo Luiz Curado, pelas assertivas, observações e apoio durante o desenvolvimento deste trabalho.

Aos professores Dr. Jose Gabriel Porcile Meirelles e Dr. Marco Flávio da Cunha Resende, membros da Banca Examinadora, pela contribuição teórica para a conclusão da dissertação.

Aos colegas desde a graduação que participaram junto comigo nesta jornada, Marcos Aurélio Andrade Rocha e Rodrigo Gomes Marques Silvestre, pelo companheirismo e conversas que auxiliaram o desenvolvimento desta dissertação.

Aos demais colegas do curso de mestrado da UFPR.

A todos os professores da Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR, pelas aulas ministradas e pelos conhecimentos transmitidos ao longo do curso.

Aos funcionários da Pós-Graduação em Desenvolvimento Econômico da UFPR, pelo auxílio e colaboração prestados.

À Juliana, pela compreensão e apoio, que foram fundamentais para a conclusão deste trabalho.

RESUMO

A busca pela estabilidade de preços por meio do regime de metas de inflação, tem na regra de determinação da taxa de juros o mecanismo principal de transmissão da política monetária. Esta conduz o decréscimo da inflação por dois canais. Primeiro, o aumento na taxa de juro real diminui a demanda agregada, o produto e, conseqüentemente, a inflação. Segundo, o aumento na taxa de juros conduz a apreciação real do câmbio. Porém, dada a composição da dívida pública e da avaliação do risco de probabilidade de default, o segundo canal pode ter resultado inverso. O presente trabalho destaca a interação entre as políticas monetária e fiscal e avalia a implementação do regime de metas no Brasil através da metodologia de Vetores Auto-regressivos. Os resultados apontam para os efeitos “não esperados” da taxa de juros sobre a inflação.

Palavras Chaves: política monetária, política fiscal, metas de inflação e dívida pública.

ABSTRACT

The objective of stabilizing the prices through inflation target has the rule of determination of the interest rate the main mechanism of transmission of monetary policy. Interest rate decreases the inflation for two channels. First, the increase in the real interest rate reduces demand, output and, consequently, inflation. Second, the increase in the interest rate leads exchange real appreciation. However, given the composition of the public debt and assessment the risk of default, the second channel may have inverse result. The present work emphasizes the interaction among the monetary and fiscal policy and it assess the implementation of inflation target in Brazil through the methodology of Vector Auto-regressive. The results appear for the effects “no expected” of the interest rate about the inflation.

Keys Words: monetary policy, fiscal policy, inflation target and public debt.

LISTA DE QUADRO

QUADRO 1 – PRINCIPAIS ASPECTOS DA IMPLEMENTAÇÃO FORMAL DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL	24
QUADRO 2 – SUMÁRIO DO TESTE Dickey-Fuller Aumentado.....	97

LISTA DE FIGURA

FIGURA 1 – DIAGRAMA DO MODELO ESTRUTURAL COM IINFLUÊNCIA DO SUPERÁVIT PRIMÁRIO	25
FIGURA 2 – TESTE DE ESTABILIDADE ESTRUTURAL – CÍRCULO UNITÁRIO	81
FIGURA 3 - FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA (SELIC, DLSP, RISCO CAMBIO).....	86

LISTA DE GRÁFICO

GRÁFICO 1 – TAXA DE CÂMBIO COMO FUNÇÃO DO RISCO DE <i>DEFAULT</i>	41
GRÁFICO 2 – FUNÇÃO NÃO-LINEAR DA PROBABILIDADE DE <i>DEFAULT</i>	43
GRÁFICO 3 – RISCO DE <i>DEFAULT</i> COMO FUNÇÃO DA TAXA DE JUROS E DA TAXA DE CÂMBIO	45
GRÁFICO 4 – RELAÇÃO PROBABILIDADE DE <i>DEFAULT</i> , TAXA DE CÂMBIO E NÍVEL DA DÍVIDA.....	46
GRÁFICO 5 – RELAÇÃO ENTRE PROBABILIDADE DE <i>DEFAULT</i> , TAXA DE CÂMBIO E AVERSÃO AO RISCO	47
GRÁFICO 6 – DÍVIDA DENOMINADA EM MOEDA EXTERNA	47
GRÁFICO 7 – EVOLUÇÃO DA DLSP CONSOLIDADA (R\$ MILHÕES)	51
GRÁFICO 8 – TAXA DE CÂMBIO NOMINAL, JUN.95 A JAN.08	53
GRÁFICO 9 – PARTICIPAÇÃO POR INDEXADOR DA DÍVIDA (EM %)	53
GRÁFICO 10 – RISCO-PAÍS BRASILEIRO MEDIDO PELO <i>EMBI SPREAD</i>	55
GRÁFICO 11 – TAXA DE INFLAÇÃO BRASILEIRA DE JAN-99 A JAN-08, MEDIDA PELO IPCA	57

LISTA DE TABELA

TABELA 1 – COMPOSIÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA POR INDEXADOR, DEZ-2002 (EM %)	55
TABELA 2 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – ADF (1999/01 A 2007/01)	77
TABELA 3 – TESTE DE QUEBRA ESTRUTURAL (<i>CHOW'S BREAKPOINT TEST</i>)..	79
TABELA 5: TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER/BLOCK EXOGENEITY WALD TEST	101
TABELA 6: TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN.....	101
TABELA 7 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	102
TABELA 8 – ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	102

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO	14
CAPÍTULO 1 – ASPECTOS TEÓRICOS DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: UMA SÍNTESE PARA O CASO BRASILEIRO	17
1.1 Regime de Metas de Inflação: síntese teórica	17
1.2 A Experiência Brasileira Recente no Combate à Inflação: implementando o regime de metas.	21
CAPÍTULO 2 – INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA.....	29
2.1 A Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo e o Endividamento Público	29
2.2 Dominância Fiscal e controle da inflação	34
2.3 Dívida Pública e Probabilidade de Default.....	36
2.4 Política Monetária e Política Fiscal: evidências empíricas na literatura de controle da inflação.	48
CAPÍTULO 3 – EVOLUÇÃO RECENTE DAS VARIÁVEIS BRASILEIRAS.....	51
CAPÍTULO 4 – METODOLOGIA DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS E ANÁLISE ESTRUTURAL	59
4.1 Introdução aos Modelos VAR.....	59
4.2 Modelo VAR identificável.....	64
4.3 Condições de Estabilidade e Estacionariedade do Modelo VAR	65
4.4. Número de Defasagens das Variáveis no VAR	67
4.5 Análise Estrutural.....	68
4.5.1 Teste de Causalidade de Granger	69
4.5.2 Análise de Resposta a Impulso.....	70
4.5.3 Análise da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão	72
CAPÍTULO 5 – ESTRATÉGIA EMPÍRICA E ANÁLISE DOS RESULTADOS	74

5.1 Estratégia Empírica: obtenção e tratamento dos dados.....	74
5.2 Análise Estrutural.....	82
5.2.1 Teste de Causalidade de Granger	82
5.2.2 Decomposição da Variância	84
5.2.3 Função Impulso-Resposta	85
CONSIDERAÇÕES FINAIS	88
BIBLIOGRAFIA	89
ANEXO A:.....	93
A.1 PROPRIEDADES BÁSICAS DO MODELO VAR	93
A.2 TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF) PARA RAIZ UNITÁRIA.....	95
A.3 FORMALIZAÇÃO DO PROCESSO VAR EM PROCESSO MÉDIA MÓVEL99.....	99
ANEXO B:.....	101

INTRODUÇÃO

Em julho de 1999, e após seis meses da adoção do regime de câmbio flutuante, o Brasil implementou um modelo formal de metas inflacionárias para a política monetária. Este modelo tem como prioridade a estabilidade dos preços, sendo que o sucesso do regime está condicionado a convergência da inflação às metas previamente estabelecidas. Portanto, o regime de metas de inflação serve como âncora nominal para política monetária.

Para a persecução da meta pré-estabelecida, o Banco Central utiliza instrumentos monetários como mecanismo de transmissão da política monetária. A taxa de juros é o meio comumente utilizado pelos *policy-makers* para transmitir o controle sobre os preços através de uma regra da taxa de juros, onde esta é determinada para que a inflação se ajuste a sua meta. Em modelos de economia aberta, um aumento na taxa de juro real conduz o decréscimo da inflação por dois canais. Primeiro, o aumento na taxa de juro real diminui a demanda agregada, o produto e, conseqüentemente, a inflação. Segundo, o aumento na taxa de juros conduz a apreciação real do câmbio. Esta apreciação reduz a inflação, direta ou indiretamente, através da redução induzida na demanda agregada e no produto.

Entretanto, o modo como é conduzida a política monetária é determinante para a política fiscal. O controle da taxa de juros para assegurar a estabilidade de preços impacta no endividamento público e reflete a posição frágil da estrutura fiscal da economia. O aumento da taxa de juros conduz o aumento da dívida pública. Dessa forma, os agentes avaliam a condição de *default* da dívida para readequar as expectativas de investimentos na economia doméstica. Caso a condição de insolvência da dívida prevaleça, os resultados poderão ser perversos no sentido de que com o aumento dos juros e, conseqüentemente da dívida, os agentes atribuirão riscos elevados e retirarão os recursos investidos na economia doméstica. Em ambiente de câmbio flutuante, a saída de capital provoca desvalorização cambial e reflete, via efeito *passthrough*, aumento na inflação. Ademais, se a dívida for composta, consideravelmente, por títulos atrelados ao câmbio, o sistema fecha em um ciclo denominado por Favero e Giavazzi (2004) de “bad equilibrium”.

O presente trabalho pretende analisar a relação empírica entre determinada função de reação do Banco Central do Brasil (BCB), tal como a Regra de Taylor, e a condição do endividamento público. A hipótese inicial é que, dado um elevado endividamento público, alterações na taxa de juros geram probabilidades de insolvência da dívida. Com isso, afeta o risco-país e provoca variações na taxa de câmbio com consequências sobre a inflação, resultando em efeitos perversos àqueles esperados pelas autoridades monetárias sobre as metas de inflação. Devido à crise econômica gerada em 2002 pela incerteza sobre a sucessão presidencial no Brasil, a taxa de juros dos títulos públicos do governo elevou, refletindo um aumento da probabilidade de *default* sobre a dívida pública avaliada pelo mercado e a elevação do risco-país. A moeda brasileira, o Real, depreciou frente ao dólar conduzindo ao aumento da inflação. Como a dívida era atrelada, principalmente, pela taxa de câmbio, o efeito foi intensificado.

Desse modo, ao determinar a taxa de juros básica da economia para conduzir a inflação à meta fixada, a autoridade monetária deve levar em consideração o nível e a composição da dívida pública, além do diferencial do produto e o desvio da inflação da meta estabelecida. Portanto, a coordenação entre as políticas monetária e fiscal é fundamental para garantir um ambiente de estabilidade.

Para atender a hipótese, inicialmente discute-se a implementação das metas de inflação no Brasil. Posteriormente aborda-se um modelo teórico simples relacionando a taxa de juros, a dívida pública e a taxa de câmbio de modo a caracterizar a relevância dos efeitos sobre a inflação. Sequencialmente desenvolve-se uma análise empírica para testar a relação dessas variáveis. Portanto, além da presente introdução – atentando para o objetivo principal – o primeiro capítulo descreve brevemente a introdução das metas de inflação no Brasil, tomando como embasamento teórico o trabalho de Bogdanski *et al* (2000). O segundo capítulo apresenta uma discussão teórica da interação das políticas monetária e fiscal, bem como descreve o trabalho de Blanchard (2004) ressaltando a relação entre probabilidade de default e dívida pública. O terceiro capítulo mostra a evolução das variáveis brasileiras e estabelece uma possível relação. No quarto capítulo, apresenta-se a metodologia dos Vetores Auto-regressivos e a análise estrutural que será utilizada como instrumento de identificação

das relações das variáveis. No quinto capítulo, executa-se uma relação empírica com Vetores Auto-regressivos (VAR), com o objetivo de encontrar evidências sobre os resultados para validar a hipótese inicialmente apresentada. Na sexta e última seção, conclui-se com as considerações finais.

Capítulo 1 – ASPECTOS TEÓRICOS DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO: uma síntese para o caso brasileiro

1.1 Regime de Metas de Inflação: síntese teórica

A idéia de que a inflação baixa e estável é importante para o crescimento de uma economia de mercado e que o principal determinante da inflação é a política monetária, condicionou a criação e institucionalização de um regime que assegurasse a estabilidade de preço através da política monetária. Este regime é denominado de Metas de Inflação e definido por Bernanke et al(1999) como uma forma de organizar a política monetária caracterizada pelo anúncio público de metas quantitativas oficiais (ou bandas alvo) para a taxa de inflação ao longo de um ou mais períodos temporais e pelo reconhecimento explícito de que o principal objetivo da política monetária é manter uma inflação baixa e estável, com minimização das perdas do produto. Também caracterizam esta estratégia os esforços de comunicar ao público os planos e objetivos do Banco Central e a criação de mecanismos que aumentem a responsabilização dos mesmos¹. Em consonância com esta idéia, Mishkin (2000) caracteriza o regime de *Metas de Inflação* em cinco elementos principais: (i) anúncio público de metas quantitativas para inflação; (ii) comprometimento institucional com a estabilidade de preço, sendo este seu principal objetivo e estando os demais subordinados a ele; (iii) utilização de agregados monetários, da taxa de câmbio e de todas as variáveis disponíveis e relevantes como instrumentos de políticas monetárias; (iv) exigência de maior transparência na condução de política monetária por meio de comunicação entre os agentes e o mercado sobre os planos, objetivos e decisões da autoridade monetária e (v) responsabilidade crescente do Banco Central no alcance da metas inflacionárias objetivadas.

Escolhas de aspectos institucionais são fundamentais para a efetivação do regime de metas. Bernanke et al(1999) sumariza tais escolhas denominando-as de “Aspectos Operacionais” e “Aspectos de Comunicação”. No primeiro, o autor destaca quatro decisões a serem definidas:

¹ A responsabilidade e o compromisso com o sistema de metas de inflação são revelados quando a inflação efetiva difere da meta estabelecida fazendo com que o Banco Central comunique, publicamente, o governo as razões pelo qual o objetivo não foi atingido e os mecanismos para que o regime retorne à meta estabelecida pelo Conselho Monetário.

- Qual medida de inflação deve ser utilizada;
- Que valor numérico ou banda que deve ser atribuído à meta;
- Núcleo de inflação ou inflação total;
- O horizonte temporal;

A primeira medida revela a escolha do índice de preços adequado para o acompanhamento da taxa de inflação. Esta questão está diretamente relacionada com a obtenção de transparência e credibilidade na condução do regime de metas de inflação. Para a escolha adequada do índice é preciso basear-se no grau de conhecimento dos agentes econômicos quanto à decisão a ser tomada: é conveniente que o índice seja amplamente conhecido, que sua metodologia de cálculo seja entendida pela maior parte dos agentes e que a série histórica seja extensa. Tal conhecimento facilitará o acompanhamento da inflação medida e a formação de expectativas para a taxa de inflação em períodos futuros. Outro fator importante é a forma de permitir a obtenção de maior flexibilidade na condução da política monetária: é aconselhável que o índice utilizado esteja focado no núcleo da inflação, evitando os efeitos primários de possíveis choques. Dessa forma, a observação dos critérios apresentados pode contribuir fortemente para flexibilidade e transparência do regime de metas de inflação, bem como favorecer a eficiente condução do mesmo.

O segundo critério é um fator de grande discussão, pois contrapõe as idéias de flexibilidade e credibilidade. A opção pela escolha de um valor numérico definido é considerada por alguns autores como fortalecedora da credibilidade na política monetária, enquanto outros advogam que a utilização de bandas é mais apropriada por aumentar a flexibilidade. Mishkin e Posen (1997) destacam que uma banda ampla pode causar dúvidas do mercado e do público sobre o comprometimento do Banco Central com o regime de metas de inflação. Yetman (2001) nota que o ganho de credibilidade é maior quando a inflação efetiva se aproxima da meta fixa estabelecida. No entanto, deve-se levar em consideração que a definição de um valor numérico aumenta a probabilidade de não cumprimento da meta de inflação definida, o que também é um fator que ocasiona perda de credibilidade (HALDANE e SALMON, 1995).

A terceira decisão resgata a discussão entre núcleo de inflação e núcleo total. A adoção do núcleo de inflação, por exemplo, evita que choques adversos sejam vistos como elevações permanentes da taxa de inflação e, portanto, evita que políticas monetárias contracionistas sejam usadas em contumácia. Com a utilização do núcleo, torna-se possível que choques adversos sobre a economia tenham seus efeitos primários acomodados pela política monetária, que seria usada de forma a compensar somente os efeitos secundários. Ademais, exige-se grande transparência do Banco Central no que se refere à comunicação com o público. Seguindo uma política transparente no que se refere ao núcleo, sua utilização possibilita maior flexibilidade da política monetária, permitindo que a estabilidade ocorra com menores custos em termos de produto e emprego.

O benefício da utilização do núcleo, ao invés do índice cheio, pode ser ainda maior em países com elevada dívida pública, onde políticas monetárias contracionistas podem gerar efeitos negativos tanto sobre o estoque quanto sobre o pagamento de juros da dívida. Ao evitar que a política monetária acomode os efeitos primários dos choques e fazendo com que os agentes incorporem em suas expectativas a utilização do núcleo, é possível reduzir a variabilidade das taxas de juros, facilitando e estimulando os planos de investimento e consumo dos agentes econômicos.

A quarta decisão se refere à defasagem temporal no qual a taxa de inflação deve convergir para meta. Este horizonte de tempo é importante para determinar o peso atribuído pela autoridade monetária aos desvios na inflação e no produto. Quanto menor o tempo para a consecução da meta, maior será a perda em termos de produto (política monetária contracionista). Esta escolha envolve o tempo necessário para que uma ação eficiente da política monetária influencie as expectativas inflacionárias.

Estas decisões permitem diferentes desenhos institucionais do regime de metas. Para o autor, a transparência e flexibilidade são as maiores vantagens do regime de metas de inflação. Por transparência entende-se a comunicação clara e oportuna ao público acerca dos objetivos de políticas, planos e estratégias. Por flexibilidade entende-se a possibilidade dos Bancos Centrais reagirem eficientemente a

desenvolvimentos macroeconômicos de curto prazo dentro das restrições impostas pelo *framework* das metas inflacionárias.

Para os “Aspectos de Comunicação”, Bernanke et al(1999) salienta a necessidade do que deve ser comunicado e os meios de divulgação dos objetivos e resultados do regime, bem como o grau que o Banco Central deve manter-se responsável com o público².

Mishkin (2000) resumizou algumas das principais vantagens em adotar um regime de metas para a inflação, dentre as quais pode se destacar: o regime permite que a política monetária se dirija às considerações internas e responda aos choques que a economia pode sofrer; a lógica do regime é facilmente entendida pelos agentes e, portanto, mais transparente; o sucesso da meta não requer uma relação estável entre moeda e inflação; o pleno controle dos instrumentos de política monetária por parte do Banco Central; o aumento do compromisso e da responsabilidade do Banco Central diminui a inconsistência temporal; e o comprometimento institucional com a redução da inflação, estabelecendo o debate sobre o que a política monetária pode ou não fazer no longo prazo. O autor destaca ainda as desvantagens do regime: a rigidez; a possibilidade de discricionariedade; a existência de potencial para aumentar a instabilidade do produto; o crescimento econômico que pode ser afetado pela utilização da taxa de juros para o controle da política monetária; a impossibilidade de prevenir a dominância fiscal; e a volatilidade cambial pode provocar instabilidade financeira, uma vez que o regime necessita que o câmbio seja flexível.

A adoção de metas para a inflação contribuiu para ordenar as expectativas inflacionárias em vários países, estabelecendo menores taxas de inflação, reduzindo o impacto de choques econômicos na inflação e nos juros. Ao avaliar dados trimestrais de 1986 a 2002 para os países da OCDE, Wu (2004) concluiu que os países que adotaram as metas inflacionárias experimentaram decréscimo significativo na taxa média de inflação após a adoção do regime. No mesmo sentido, Fraga et al(2003) observou que a volatilidade da inflação é menor nos países emergentes que adotaram o *inflation target*. Por outro lado, alguns estudos não foram conclusivos e não comprovou a

² Para uma abordagem ampla dos aspectos operacional e de comunicação veja Bernanke et al (1999).

superioridade do regime de metas inflacionárias como o de Neumann e Hagen (2002). Há também evidências de que esta estratégia melhora o entendimento do público acerca da política monetária e a responsabilização das autoridades, para além de constituir uma âncora nominal da política monetária³.

1.2 A Experiência Brasileira Recente no Combate à Inflação: implementando o regime de metas.

O processo de estabilização no Brasil, iniciado com o Plano Real em meados de 1994, incluiu um amplo programa de reformas, reduzindo o tamanho do setor público através das privatizações, ampliando a liberalização comercial – com redução das tarifas de importações e eliminando as barreiras não-tarifárias sobre o comércio – e submeteu o sistema financeiro a uma reestruturação⁴ (FILGUEIRAS, 2003). Porém, para Oliveira (1996) a continuidade do ajustamento fiscal foi postergada, em parte, porque a coalizão do governo não foi suficientemente convencida por sua urgência. Logo, o Brasil permaneceu vulnerável a crises de confiança, a qual se tornou uma realidade após a agitação financeira internacional ocasionada pela moratória da Rússia em Agosto de 1998. A crise de confiança gerou ampla fuga de capital nos países emergentes, pressionando suas reservas. O Brasil elevou a taxa de juros de curto-prazo para conter a saída de capital (visto que a política de estabilidade dos preços estava respaldada na manutenção da taxa de câmbio valorizada) e anunciou um aperto no regime fiscal. Ao mesmo tempo, o governo negociou um pacote de apoio financeiro preventivo junto ao FMI. Devido a pressões sobre as reservas cambiais financeiras, o governo foi forçado a abandonar o regime de *crawling pag* em Janeiro de 1999 (após uma tentativa de conduzir uma controlada desvalorização). A partir de então, o Real iniciou as flutuações. Com esse novo cenário, em Julho de 1999 o Banco Central do Brasil (BCB) adotou como âncora nominal o regime de metas de inflação, com o objetivo principal de manter a estabilidade de preço.

Bogdanski et al(2000) destaca que:

³ Tais evidências podem ser verificadas em alguns países que implementaram o regime de metas de inflação, como: Nova Zelândia, Canadá, Reino Unido, Finlândia, Israel, Espanha e Austrália (BERNANKE et al, 1999).

⁴ Para uma análise apropriada do Plano Real e suas características ver Oliveira (1996).

(...) the new floating exchange rate clearly required a new nominal anchor for economic policy. Monetary policy, along with strengthened fiscal adjustment and firm wage policy in the public sector, would be instrumental in preventing the recurrence of an inflationary spiral and ensuring a rapid deceleration of the rate of inflation. Inflation targeting was the most suited framework to achieve economic stabilization under a flexible exchange rate regime, with the target itself playing the role of the nominal anchor (BOGDANSKI et al, 2000. p. 9).

O autor destaca ainda os principais aspectos da implementação do regime de metas de inflação no Brasil. O Quadro 1 resume alguns desses aspectos⁵. Com isso, o Conselho Monetário Nacional definiu o índice de preço utilizado para guiar as metas – IPCA-IBGE. O índice selecionado capta famílias com renda pessoal entre 1 a 40 salários mínimos e tem ampla base geográfica. Incluindo 9 regiões metropolitanas (São Paulo, Rio de Janeiro, Belo Horizonte, Curitiba, Porto Alegre, Recife, Belém, Fortaleza e Salvador) além de Goiânia e Distrito Federal.

Fachada (2001) destaca a importância da escolha de uma taxa de inflação cheia como referência para a meta, e não alguma medida de inflação central. Talvez, o melhor procedimento técnico seria expurgar alguns itens do índice completo, isentando choques temporários. No entanto, adotar um índice amplo foi essencial por razões de credibilidade, ao menos no início da implementação das metas. A sociedade brasileira tem experimentado várias manipulações de índices de preços em um passado não tão distante (GREMAUD et al, 2002). Isto acarretaria em desconfiança por parte dos agentes sobre o índice da meta. Fachada (2001) salienta também a ausência de cláusulas de escapes no regime institucional. Em caso de desvios da inflação às metas estabelecidas, o BCB deverá apresentar, em carta aberta, as causas subjacentes aos desvios, bem como as medidas que serão adotadas para assegurar a convergência às metas e o período de tempo requerido para que as medidas tenham efeitos.

Para construir o modelo macroeconômico estrutural, o BCB estudou vários canais de transmissão da política monetária, tais como: taxa de juros, taxa de câmbio, demanda agregada, preços dos ativos, expectativas, agregados monetários e de créditos, salários e riqueza. Bogdanski et al(2000) sintetizou o modelo estrutural em 4 itens:

⁵ O Quadro 1 sumariza o Decreto n. 3088 de 21/06/1999 que oficializa a sistemática do regimes de metas de inflação no Brasil.

- Uma equação do tipo IS expressando o *output gap* como função de sua própria defasagem, da taxa real de juros (*ex ante* ou *ex post*) e da taxa de câmbio real;
- Uma curva de Phillips expressando a taxa de inflação como função de sua própria defasagem, do *output gap* e da taxa de câmbio nominal (impondo a neutralidade da moeda no longo prazo);
- Uma condição de Paridade Descoberta dos Juros relacionando o diferencial entre as taxa de juros doméstica e externa com a taxa esperada de desvalorização da moeda doméstica (o Real), e o prêmio de risco;
- Uma regra para a taxa de juros, alternativamente regras fixas para as taxas de juros nominal e real, regras do tipo Taylor (com pesos para os desvios contemporâneos na inflação e no produto) e regras do tipo *foward-looking* (com pesos para os desvios da inflação esperada da sua meta).

Este modelo permite várias especificações da forma reduzida, dependendo de qual aspecto quer discutir em detalhes. Um exemplo pode clarear o modelo utilizado no Brasil. Suponha que o governo esteja completamente comprometido com o ajustamento fiscal, tal que a meta para o superávit primário do setor público consolidado seja observada. Neste caso, a política fiscal produzirá importantes efeitos sobre a demanda agregada, a qual deverá ser explicitamente levada em consideração.

De acordo com o autor, um possível modo de incorporar essas informações no modelo é incluir uma variável fiscal diretamente na equação IS. Nessa especificação, duas variáveis representam instrumentos políticos: a taxa de juros e a superávit primário⁶. O primeiro é o instrumento do BCB e o segundo, do Tesouro Nacional. A Figura 1 sintetiza essa assunção, mostrando a relação básica envolvida.

⁶ No modelo original desenvolvido por BOGDANSKI et al(2000), a variável instrumento da política fiscal considerada é o superávit primário. Porém, para fins de análise deste trabalho a variável que contribui para avaliação fiscal é a dívida pública. Entendemos que esta alteração não muda a análise original, visto que ambas as variáveis são instrumentos de política fiscal e possuem efeitos semelhantes.

QUADRO 1 – PRINCIPAIS ASPECTOS DA IMPLEMENTAÇÃO FORMAL DO REGIME DE METAS DE INFLAÇÃO NO BRASIL

- *The inflation targets will be established on the basis of variations of a widely known price index;*
- *The inflation targets as well as the tolerance intervals will be set by the National Monetary Council on the basis of a proposal by the Finance Minister;*
- *Inflation targets for the years 1999, 2000, and 2001 will be set no later than June 30, 1999; for the year 2002 and subsequent years targets will be set no later than June 30, two years in advance;*
- *The Central Bank is given the responsibility to implement the policies necessary to achieve the targets;*
- *The price index that would be adopted for the purposes of the inflation targeting framework will be chosen by the National Monetary Council on the basis of a proposal by the Finance Minister;*
- *The targets will be considered to have been met whenever the observed accumulated inflation during the period January-December of each year (measured on the basis of variations in the price index adopted for these purposes) falls within the tolerance intervals;*
- *In case the targets are breached, the Central Bank's Governor will need to issue an open letter addressed to the Finance Minister explaining the causes of the breach, the measures to be adopted to ensure that inflation returns to the tolerated levels, and the period of time that will be needed for these measures to have an effect; and*
- *The Central Bank will issue a quarterly inflation report that will provide information on the performance of the inflation targeting framework, the results of the monetary policy actions, and the perspectives regarding inflation.*

Fonte: Bogdanski et al(2000), pp. 11.

Observa-se que a variável fiscal (superávit primário/PIB) afeta de duas maneiras o modelo estrutural: através do prêmio de risco e da demanda agregada. O prêmio de risco afeta a taxa de câmbio através da Paridade Descoberta dos Juros, ou seja, com alterações no risco, os agentes formarão novas expectativas de desvalorização do câmbio, revendo seus investimentos em títulos públicos nacional. De acordo com a curva de Phillips, a taxa de câmbio e a demanda agregada conjuntamente influenciam a inflação. Através das regras para determinação da taxa de

juros, a nova taxa de inflação determina a nova taxa de juros. Fechando ciclo, a nova taxa de juros determina novos retornos sobre os títulos públicos, alterando as expectativas dos agentes sobre a desvalorização do câmbio, bem como altera a demanda agregada através da equação IS.

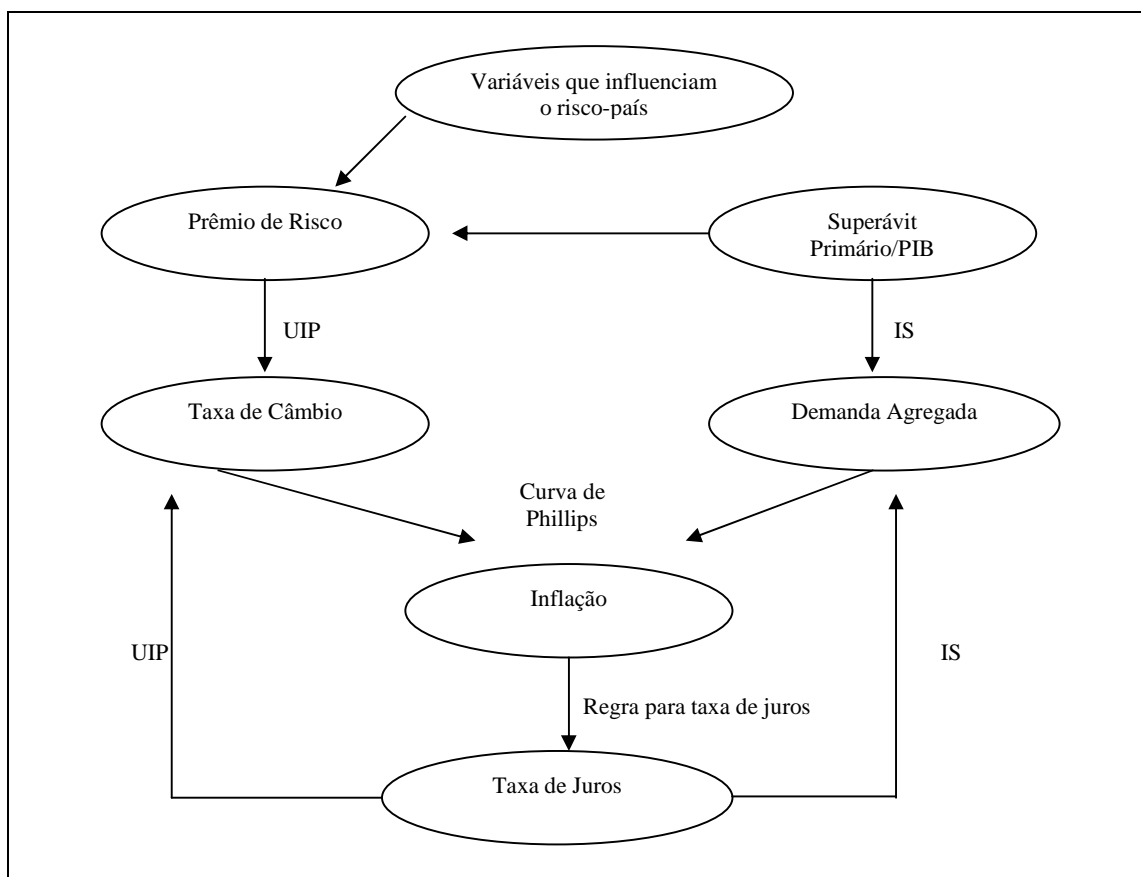
A forma padrão da equação IS é especificada da seguinte maneira:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + \varepsilon_t^h \quad (1)$$

onde h representa o *output gap*; r representa a taxa de juro real e ε^h é representa o choque na demanda. Todas as variáveis estão em logaritmos. Nesta equação, pode ser incluída a variável fiscal, Necessidade de Financiamento do Setor Público (pr_{t-1}), como percentagem do PIB:

$$h_t = \beta_0 + \beta_1 h_{t-1} + \beta_2 h_{t-2} + \beta_3 r_{t-1} + pr_{t-1} + \varepsilon_t^{hf} \quad (2)$$

FIGURA 1 – DIAGRAMA DO MODELO ESTRUTURAL COM INFLUÊNCIA DO SUPERÁVIT PRIMÁRIO



Fonte: Bogdanski et al (2000), pp. 17.

Seguindo o modelo estrutural para as decisões de política monetária, a curva de Phillips representa o lado da oferta da economia, diretamente relacionando a inflação nos preços a alguma medida de desequilíbrio (tipicamente o *output gap*), as expectativas de inflação e a variação na taxa real de câmbio, tomando as formas:

Especificação *Backward-looking*

$$\pi_t = \alpha_1^b \pi_{t-1} + \alpha_2^b \pi_{t-2} + \alpha_3^b h_{t-1} + \alpha_4^b \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^b \quad (3)$$

Especificação *Forward-looking*

$$\pi_t = \alpha_1^f \pi_{t-1} + \alpha_2^f E(\pi_{t+1}) + \alpha_3^f h_{t-1} + \alpha_4^f \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^f \quad (4)$$

Combinação (média) entre (3) e (4), temos:

$$\pi_t = \frac{(\alpha_1^f + \alpha_1^b)}{2} \pi_{t-1} + \frac{\alpha_2^f}{2} E(\pi_{t+1}) + \frac{\alpha_2^b}{2} \pi_{t-2} + \frac{(\alpha_3^f + \alpha_3^b)}{2} h_{t-1} + \frac{(\alpha_4^f + \alpha_4^b)}{2} \Delta(p_t^F + e_t) + \varepsilon_t^n \quad (5)$$

onde π representa a inflação nos preços; p^f é o índice de preço externo; e é a taxa real de câmbio. A combinação (média) entre as duas especificações (*Backward-looking* e *Forward-looking*) da curva de Phillips exibe a propriedade da dinâmica desejada da economia, em que a primeira reproduz a dinâmica da inflação levando-se em consideração os dados do passado, ao passo que a segunda é uma tentativa de superar os parâmetros de instabilidade comumente encontrados após quebras estruturais. Assim, o comportamento do BC não depende somente das condições correntes da economia e das previsões atuais das condições futuras da mesma, mas das suas decisões pretéritas (WOODFORD, 1999).

O efeito *passthrough* da variação na taxa de câmbio sobre a inflação é uma questão chave na definição da curva de Phillips. Bogdanski et al (2000) apresenta quatro especificações lineares e não-lineares para o coeficiente *passthrough*. A primeira é um coeficiente constante padrão; simplesmente estimado de um exemplo ajustado dos dados do passado. O segundo é uma relação quadrática da variação da taxa de câmbio sobre a inflação. O terceiro é um coeficiente dependente em nível. É estimado sob a hipótese de que o *passthrough* depende também do nível da taxa de câmbio nominal. O último é uma função quadrática do nível de taxa de câmbio nominal, motivado por um modelo de equilíbrio parcial em que a desvalorização da taxa de

câmbio altera a curva de oferta dos produtores que competem com produtos *tradable*. Todas as variantes não-lineares tentam capturar mais precisamente os efeitos de choques temporários na taxa de câmbio. O autor destaca que para um número pequeno de observações avaliadas trimestralmente, os resultados foram semelhantes ao da variante linear e consistente com as evidências internacionais de que o coeficiente do efeito *passthrough* é inversamente proporcional ao grau de apreciação da taxa de câmbio real. As equações abaixo sumarizam as quatro especificações alternativas.

$$\alpha_4 = \text{constante}$$

$$\alpha_4 = (\alpha_{41} + \alpha_{42}\Delta(p_{t-1}^F + e_{t-1}))$$

$$\alpha_4 = (\alpha_{41} + \alpha_{42}e_{t-1})$$

$$\alpha_4 = \alpha_{41} \frac{E_{t-1}^2 - \alpha_{42}}{E_{t-1}^2 + \alpha_{42}}$$

onde E é a taxa de câmbio nominal.

A taxa de câmbio nominal é determinada pela condição de paridade descoberta dos juros, a qual relaciona variações esperadas na taxa de câmbio entre dois países ao diferencial da taxa de juros e um prêmio de risco:

$$E_t e_{t+1} - e_t = i - i_t^F - x_t \quad (6)$$

onde x_t representa o prêmio de risco. Aplicando a primeira diferença $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t - \Delta e_t = \Delta i - \Delta i_t^F - \Delta x_t$ e assumindo por simplificação que mudanças nas expectativas seguem um processo *ruído-branco*, $E_t e_{t+1} - E_{t-1} e_t = \eta$, é possível especificar a dinâmica da variação na taxa de câmbio como:

$$\Delta e_t = \Delta i_t^F + \Delta i_t + \eta \quad (7)$$

Há duas variáveis exógenas nesta equação: a taxa de juros externa e o prêmio de risco. Dado a relativa estabilidade da primeira, é razoável obter projeções do prêmio de risco. Uma suposição consistente com a equação IS é que o prêmio de risco responderá às posições fiscais, com algum ajustamento na posição fiscal do setor público consolidado reduz o prêmio adequadamente. Em adição, outros fatores podem

influenciar consideravelmente as expectativas e o risco. Uma lista desses fatores incluiriam as condições de liquidez internacional e taxas de juros, resultado dos mercados de capitais externos, preços das commodities, perspectivas no equilíbrio da conta corrente e a classificação do país pelas agências de *rating*. A ligação do risco com a paridade descoberta dos juros pode ser representada pela seguinte equação:

$$\Delta X_t = \gamma_1 \Delta X_{t-1} + \gamma_2 \Delta PR_{t-3} + \sum_{j=3}^n \gamma_j \Delta Z_{j,t-t_j} \quad (8)$$

onde Z representa as outras variáveis que influenciam o prêmio de risco.

O instrumento primário utilizado pela política monetária como mecanismo de transmissão é a taxa de juros de curto-prazo fixada pelo BCB. Este instrumento é determinado pelas regras de política monetária. Uma combinação linear para a determinação da taxa de juros é representada pela Regra de Taylor, e pode ser descrita da seguinte forma:

$$i_t = (1 - \lambda)i_{t-1} + \lambda(\alpha_1(\pi_t - \pi^*) + \alpha_2 h_t + \alpha_3) \quad (9)$$

Portanto, a estrutura básica para a formação e previsão das metas de inflação apresentada em Bogdanski et al(2000) é composta pela combinação das equações (2), (5), (7), (8) e (9). A qual é consistente com o diagrama apresentado na Figura 1.

Em resumo, o regime de metas inflacionárias implementado no Brasil é composto de variáveis instrumentos que interagem em equações, determinando uma dinâmica de sistema. Portanto, mudanças nas políticas monetária e fiscal afetam o sistema ocasionando efeitos diversos. A próxima seção analisa, através de estudos teóricos e empíricos encontrados na literatura, a interação entre a política monetária e fiscal no que concerne a persecução de política de estabilização dos preços.

Capítulo 2 – INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS FISCAL E MONETÁRIA

A condução das políticas monetária e fiscal é fundamental para adequar políticas econômicas aos objetivos estabelecidos. Neste sentido, a restrição orçamentária intertemporal do governo é o elo entre as duas políticas. Enquanto o Banco Central (BC) busca o controle efetivo dos juros, crédito e câmbio, o Tesouro Nacional (TN) tem por objetivo determinar a política de gastos do governo bem como o modo de administrar seus resultados. Mais do que decidir a forma como financiar o déficit, cabe ao TN planejar um nível de gasto que lhe permita certa liberdade no uso dos seus instrumentos. Por outro lado, parte considerável de sua margem de manobra é limitada pelas decisões do BC acerca da política monetária.

Este capítulo está dividido em 4 seções. Inicialmente, apresenta-se a restrição intertemporal do governo e sua relação com a dinâmica da dívida pública. Na segunda seção, discute-se a dominância fiscal e o controle da inflação pela autoridade monetária. Posteriormente, apresenta a relação existente entre a dívida pública e a probabilidade de *default*. Por fim, destacam algumas evidências encontradas na literatura da coordenação entre políticas fiscal e monetária.

2.1 A Restrição Orçamentária Intertemporal do Governo e o Endividamento Público

De acordo com Romer (2001), a restrição orçamentária do governo é caracterizada pela equação em que o valor presente dos gastos com bens e serviços deve ser menor ou igual à soma entre sua riqueza inicial e o valor presente da receita tributária líquida de transferência.

Considerando que a dívida inicial do governo possui relação direta e negativa com a riqueza inicial, pode-se determinar a restrição orçamentária do governo da seguinte forma:

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)} G(t) dt \leq -D(0) + \int_0^{\infty} e^{-R(t)} T(t) dt \quad (10)$$

em que $G(t)$ são os gastos reais do governo; $T(t)$ os tributos no momento t , $D(0)$ a dívida real inicial; $r(t)$ a taxa real de juros no momento t , e $e^{-R(t)}$ é o valor de uma unidade de produto no momento t , descontada para o momento inicial.

Limitando o fato de que valor presente do débito do governo não pode ser positivo, adiciona-se à restrição a seguinte condição:

$$\lim_{S \rightarrow \infty} e^{-R(S)} D(S) \leq 0 \quad (11)$$

Se a taxa real de juros é sempre positiva, um valor positivo, mas constante, de D – de modo que o governo nunca pague sua dívida – satisfaz a restrição orçamentária. Similarmente, se D é sempre crescente, também a restrição orçamentária é satisfeita se sua taxa de crescimento for menor do que a taxa real de juros. Neste caso, o Tesouro está obtendo um superávit primário suficiente para evitar que a dívida cresça em níveis incompatíveis com sua solvência intertemporal.

O déficit orçamentário do governo pode ser definido através da variação no estoque de endividamento. A taxa de mudança no estoque de dívida real é igual à diferença entre despesas e receitas governamentais, mais a taxa de juros que incide sobre o endividamento existente. Dessa forma, obtém-se:

$$\dot{D}(t) = [G(t) - T(t)] + r(t)D(t) \quad (12)$$

O primeiro termo do lado direito da equação representa o déficit primário. Considerando o déficit primário – ao invés do déficit total – como uma medida que melhor representa o efeito da política fiscal sobre a restrição orçamentária do governo, é possível reescrever a equação (10):

$$\int_0^{\infty} e^{-R(t)} [T(t) - G(t)] dt \leq D(0) \quad (13)$$

Nesses termos, a restrição orçamentária estabelece que cabe ao governo obter superávits primários intertemporalmente elevados o suficiente para, em valor presente, anular o endividamento inicial.

Para Cuddington (1996), a equação acima não representa de forma adequada a sustentabilidade da política fiscal nos países em desenvolvimento, uma vez que não incorpora algumas importantes especificidades desses países, dentre as quais destacam-se: (i) em muitos desses países a senhoriagem constitui-se fonte importante de recursos para o governo; (ii) ao contrário dos países desenvolvidos, parte da dívida

do setor público é denominada em moeda estrangeira; e (iii) a importância do comportamento, e das condições sob as quais, os agentes (*lenders*) apresentam-se dispostos a financiar o governo via demanda de títulos públicos.

Dessa forma pode-se relacionar a restrição orçamentária do governo com as fontes de financiamento externa apenas adicionando o déficit operacional (déficit primário mais os pagamentos com juros nominais) e títulos denominados em moeda estrangeira (B^*). Ou seja, em termos reais, temos:

$$\Delta B_t + \Delta(\varepsilon_t B_t^*) + \Delta M_t = -PR_t - \pi_t M_{t-1} + r_t B_{t-1} + (r_t^* + \varepsilon_t) B_{t-1}^* \quad (14)$$

em que (*) representa variáveis externas;

PR é o superávit primário;

$\varepsilon_t = \frac{e_t p_t^*}{p_t}$ é a taxa real de câmbio;

ε_t é a taxa real de depreciação do câmbio;

π_t é a taxa de inflação;

r_t é a taxa real de retorno dos títulos domésticos;

A equação (14) indica, segundo Cuddington (1996), que o nível de superávit primário real necessário para que a dívida apresente-se sustentável, deve envolver hipóteses acerca da importância da senhoriagem como fonte de receita para o governo, bem como sobre a parcela da dívida expressa em moeda estrangeira. A senhoriagem (SE) pode ser definida como a receita auferida pelo governo fruto de seu monopólio de emissão de moeda. Para Sachs e Larrain (2000) a senhoriagem “pode ser medida como o poder de compra da moeda colocada em circulação em um determinado período” e pode ser apresentada nos termos da equação abaixo:

$$SE = \frac{(M_t - M_{t-1})}{P} = \left[\frac{(M_t - M_{t-1})}{M_t} \right] \left(\frac{M_t}{P} \right) \quad (15)$$

em que M_t é a oferta monetária no momento t , e M_t/P é o saldos monetários reais.

O termo ΔM_t do lado esquerdo da equação (14) representa a receita de senhoriagem auferida pelo governo num determinado momento t . Considerando que a oferta monetária é constante e igual a zero ao longo do período e que a dívida pública é

expressa em moeda doméstica, a restrição orçamentária expressa por (14) resume-se a seguinte equação:

$$B_t = (1 + r_t)B_{t-1} - PR_t \quad (16)$$

A equação (16) descreve a dinâmica de acumulação da dívida, que pode assumir 3 possíveis casos:

- Caso o governo obtenha um superávit primário igual a zero ($PR = 0$), o estoque do endividamento irá crescer na mesma velocidade que a taxa de juros:

$$\Delta B_t = r_t B_{t-1} \quad (17)$$

- Caso o governo obtenha um déficit primário ($PR < 0$), o estoque de endividamento irá crescer a uma taxa maior que a taxa de juros⁷;
- Caso o governo obtenha um superávit primário ($PR > 0$), o estoque de endividamento irá crescer de forma mais lenta que a taxa de juros. Se o superávit mais que compensar o pagamento com juros da dívida existente ($PR + r_t B_{t-1} > 0$), então o endividamento irá se reduzir ao longo do tempo.

Caso os agentes considerem que o governo encontre-se excessivamente endividados, irão exigir prêmios cada vez maiores para financiá-los. A partir da restrição do governo (equação 7), e de sua interação N períodos à frente, tem-se:

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^N \frac{PR_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} + \frac{B_{N+1}}{(1+r)^{N+1}} \quad (18)$$

A condição de “No Ponzi-Game” (NPG) estabelece que o valor presente do endividamento público converge para zero, num futuro infinito. Tal condição afirma então, que o último termo da equação apresentada acima tende, no limite, a zero:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B^{N+1}}{(1+r)^{N+1}} = 0 \quad (19)$$

Para que isso aconteça é preciso que o numerador (dívida real B) cresça numa velocidade menor que o denominador (taxa real de juros). A imposição da condição de NPG em (19) implica na necessidade da dívida do governo - num dado momento t - ser igual ao valor presente da soma dos superávits primários futuros, ou seja:

⁷ Para um déficit constante, entretanto, a taxa de crescimento da dívida reduz-se assintoticamente para r .

$$B_{t-1} = \sum_{j=0}^N \frac{PR_{t+j}}{(1+r)^{j+1}} \quad (20)$$

Tal condição reflete o fato dos agentes *lenders* não permitirem ao governo perpetuamente financiar dívida velha via emissão de dívida nova. Alternativamente, a restrição orçamentária intertemporal do governo pode ser expressa como proporção do PIB:

$$b_0 = \sum_{j=0}^N \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{(1+j)} \frac{PR_j}{Y_j} + \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{(N+1)} \frac{B_{N+1}}{Y_{N+1}} \quad (21)$$

Cuja condição de NPG será dada por:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left[\frac{1+g}{1+r} \right]^{N+1} \frac{B_{N+1}}{Y_{N+1}} = 0$$

Destaca-se que a condição de NPG não, necessariamente, exige que a relação dívida/PIB tenda a zero. Basta apenas, que esta não cresça mais rápido que a taxa real de juros ajustada pelo crescimento do produto.

De acordo com Woodford (1996), variações no orçamento do governo podem representar uma importante fonte de instabilidade macroeconômica, de tal modo que essa instabilidade não pode ser eliminada quando o BC segue uma regra de política monetária não comprometida com o tamanho da dívida pública. Instabilidades fiscais, como, por exemplo, variações no valor presente e futuro da restrição orçamentária do governo, necessariamente resultariam numa instabilidade do nível de preços, mesmo que uma política monetária apropriada estivesse sendo empregada.

O desequilíbrio existente entre a regra de política monetária (no controle da inflação) e a capacidade de financiamento do orçamento do governo, é, outrora, denominado de Dominância Fiscal. A próxima seção aborda a relação existente entre as políticas monetária e fiscal, e sintetiza o papel fundamental do endividamento público para a determinação dessa relação.

2.2 Dominância Fiscal e controle da inflação

Sargent e Wallace(1981) mostram que, sob certas circunstâncias, o controle da autoridade monetária sobre a inflação em uma economia com regra de política monetária é limitado. Isto é demonstrado a partir da coordenação das políticas monetária e fiscal e a demanda por títulos da dívida pública.

De acordo com os autores, a demanda por títulos restringe a regra monetária de dois modos: (i) há um limite superior do estoque real dos títulos do governo relativo ao tamanho da economia que é demandado pelo público; e (ii) há um limite da taxa de retorno sobre os títulos do governo. Sob a hipótese de que a política monetária domina a política fiscal⁸, a restrição sobre as formas de financiamento dos títulos, em termos reais, é dada pela seguinte expressão:

$$\frac{B_{t-1}}{P_t} = E \sum_{j=0}^N m_{t,t+j} \left[PR_{t+j} + \frac{M_{t+1} - M_{t+j-1}}{P_{t+j}} \right] \quad (22)$$

Ao determinar a regra de política monetária (por exemplo, regra para emissão de moeda), o banco central determinar o montante de receita que ofertará à autoridade fiscal. Dessa forma, há uma restrição imposta pela demanda por títulos: uma combinação entre a receita de senhoriagem e demanda por títulos que financiarão os déficits orçamentários. Sob essa coordenação, a autoridade monetária pode permanentemente controlar a inflação, visto que há completa liberdade em determinar a regra de política monetária.

De outro modo, quando a política fiscal domina a política monetária, a autoridade fiscal determina, independentemente, o orçamento, anunciando os déficits correntes e futuros e, então, determina o montante de receita que deverá ser equilibrado através da venda de títulos e senhoriagem. Dessa forma, a autoridade monetária enfrentará restrições impostas pela demanda por títulos, financiando através de emissão de moeda a diferença entre a receita demandada pela autoridade fiscal e o montante de títulos que podem ser vendidos ao público.

⁸ De modo que a autoridade monetária pratica a regra de política monetária e a autoridade fiscal limita seu déficit (ou seu financiamento) às condições impostas pela regra.

Ainda sim, a política monetária poderá ser capaz de controlar a inflação permanentemente, mas de forma menos acentuada que a coordenação anterior (em dominância monetária). Se o déficit fiscal não pode ser financiado apenas pela colocação de novos títulos no mercado, logo, a autoridade monetária estará forçada em criar moeda e ser tolerante ao acréscimo na inflação.

Para Drazen e Helpman (1990), a demanda por títulos públicos é importante para determinar se a autoridade monetária pode controlar permanentemente a inflação. Em particular, suponha que a demanda por título do governo implica numa taxa de juros maior que a taxa de crescimento da economia. Neste modo, se a autoridade fiscal incorrer em déficits, a autoridade monetária será incapaz de controlar, também, a taxa de crescimento da moeda e a inflação continuamente.

A incapacidade de controlar a inflação sob essas circunstâncias segue do problema denominado por Sargent e Wallace (1981) de *desagradável aritmética monetária*. Sendo a dívida do governo financiada, apenas, por emissão de títulos públicos e senhoriagem, mantendo o superávit fiscal constante e nulo, o combate à inflação pode ser mantido reduzindo a oferta monetária e deixando o estoque real de títulos em poder do público crescer para financiar a dívida. Se a taxa de juros aumentar continuamente para vender novos títulos, chegará o momento em que o juros pagos à dívida será maior que a taxa de crescimento da economia. Isto não será para sempre, desde que a demanda por títulos possui um limite superior considerando a magnitude da dívida em relação ao tamanho da economia. Uma vez que o limite seja atingido, o pagamento do principal e dos juros devido aos títulos mantidos para conter a inflação deverá ser financiado, ao menos em partes, pela senhoriagem, requerendo criação de base monetária adicional e, conseqüentemente, inflação.

Em resumo, os autores concluíram que a política monetária possui dificuldade em estabelecer objetivos em ambientes onde o mercado financeiro avalia a condição insustentável da política fiscal. Os autores foram os pioneiros em apontar que a redução na taxa de crescimento da moeda pode resultar em elevação da inflação se o governo atribui a senhoriagem como a origem das receitas e não há ajustamento do superávit primário após a queda na receita de senhoriagem.

Algumas vezes, e mais frequentemente com países da América Latina, essa situação tem sido referida como “dominância fiscal”. Para assegurar uma condição sustentável da política fiscal no sentido de financiar a emissão de novos títulos, o governo poderá recorrer a sucessivos superávits primários. Porém, a teoria fiscal do nível de preço (WOODFORD, 1994) tem argumentado que, se o superávit primário é exógeno (regra de política fiscal não ricardiana), o nível de preço é a única variável que pode equilibrar a restrição orçamentária intertemporal do governo: dada uma seqüência exógena do superávit primário, há somente um nível de preço que faz os títulos nominais de um passado consistente igualar o valor presente do superávit primário exógeno futuro. Dessa forma, seguindo um choque que eleve o custo do serviço da dívida (aumento da taxa de juros por exemplo) e a rigidez do superávit primário, o nível de preço terá que aumentar para manter equilibrada a restrição intertemporal do governo.

Considerando os efeitos das variáveis externas sobre o orçamento do governo (como na equação (15)) e esta sobre a condução das políticas monetária e fiscal, Blanchard (2004) e Favero e Giavazzi (2004) estudaram outros mecanismos que levam ao mesmo fenômeno de “dominância fiscal”. Os estudos consideram o efeito da política monetária (determinação da taxa de juros) sobre a probabilidade de *default* da dívida e desta sobre a depreciação cambial, impactando diretamente na inflação e nas expectativas inflacionárias. Em comum, esses artigos supõem que o efeito da política monetária sobre a taxa de inflação depende da posição fiscal do governo.

A próxima seção apresenta o modelo de Blanchard (2004) identificando os efeitos da dívida pública (condicionada pela elevação da taxa de juros) sobre a probabilidade de *default*, a taxa de câmbio, e, por conseguinte, sobre a de inflação.

2.3 Dívida Pública e Probabilidade de Default

Em modelos de economia aberta, um aumento gerado pelo banco central na taxa real de juros conduz ao decréscimo na inflação através de dois canais: 1) deprime a demanda agregada, o produto e, conseqüentemente, a inflação. 2) conduz à apreciação real do câmbio via paridade descoberta da taxa de juros. O segundo canal

inibe a inflação através do decrescimento induzido na demanda agregada e no produto (BLANCHARD e FISCHER, 1999).

Entretanto, conforme Blanchard (2004), se o aumento na taxa de juros também eleva a probabilidade de default sobre a dívida, o efeito pode tornar os títulos da dívida pública menos atrativos e conduzir à depreciação real. Para o autor, este resultado é mais provável quanto maior o nível da dívida inicial, da proporção da dívida denominada em moeda externa, e maior o preço do risco.

Dessa forma, as metas inflacionárias podem, claramente, ter resultados perversos: um aumento na taxa de juros em resposta a alta inflacionária conduz uma depreciação real do câmbio. Esta, por sua vez, eleva ainda mais a inflação. Neste caso, a política fiscal, e não a monetária, é o instrumento correto para segurar a inflação.

A questão considerada pelo modelo, para a experiência brasileira de 2002 e 2003, é sobre o sinal do segundo canal. Dado o efeito da taxa de juros sobre a probabilidade de default da dívida pública, um aumento na taxa de juros conduz à depreciação do câmbio. As hipóteses iniciais considerada no modelo são: há um período; a economia possui, ao menos, dois ativos financeiros; a economia está sujeita à probabilidade de default completa da dívida pública (com perda do principal e dos juros); os investidores externos são avessos ao risco e investem em títulos internos e externos; e há livre mobilidade de capital.

Dessa forma a economia é composta por dois títulos: denominados em moeda nacional e em divisas externas. Assim sendo, pode-se representar a taxa real de retorno esperado, livre de risco, sobre os títulos como⁹:

$$(1 + r^R) = \frac{1 + i^R}{1 + \pi} \quad (23)$$

$$(1 + r^S) = \frac{1 + i^S}{1 + \pi^*} \quad (24)$$

em que,

r^R é a taxa real de retorno sobre os títulos denominados em moeda interna;

⁹ Para simplificar o modelo sem perder o poder de análise, o autor não distingue entre inflação esperada e efetiva

i^R é a taxa nominal de juros interna;
 π é a taxa de inflação interna;
 r^S é a taxa real de retorno sobre títulos denominados em moeda externa;
 i^S é a taxa nominal de juros externa e;
 π^* é a taxa de inflação externa.

A equação (23) representa a taxa real de retorno para títulos denominados em moeda interna, ao passo que a equação (24) representa os títulos denominados em moeda estrangeira. Sobre a condição de probabilidade de *default* $(1 - p)$, a taxa de retorno real bruta em termos de bens internos dos títulos denominados em moeda estrangeira é:

$$(1 - p) \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^S) \quad (25)$$

em que p representa a probabilidade de *default* e ε denota a taxa de câmbio real. O sinal representa a variável no próximo período.

Simplificando a completa caracterização da escolha de *portfolio* entre residentes domésticos e estrangeiros, assume-se que ambos os ativos de risco carregam um prêmio sobre a taxa de risco. Portanto, seus retornos esperados são dados por:

$$(1 - p)(1 + r^R) = (1 + r) + \theta p \quad (26)$$

$$(1 - p) \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1 + r^S) = (1 + r) + \theta p \quad (27)$$

Dessa forma, tem-se o sistema de equações para a determinação da taxa de equilíbrio de r^R e r^S denominados em r . Nas equações (26) e (27) ambos ativos estão sujeitos aos mesmos riscos e carregam o mesmo prêmio. O parâmetro θ reflete o grau médio de aversão ao risco no mercado.

Observa-se que a probabilidade de default determina a taxa declarada de retorno sobre a dívida do governo de duas maneiras. Primeiro, elevadas taxas são necessárias para ter a mesma taxa de retorno esperada – isto é capturado pelo termo $(1 - p)$ do lado esquerdo de ambas as equações. Segundo, se os investidores são

avessos ao risco, é necessária taxas altas de retorno esperada para compensá-los do risco – isto é capturado pelo termo θp do lado direito das equações.

Considerando os determinantes do fluxo de capital e da balança comercial como meio de integração entre as variáveis internas e externas, podemos determinar o efeito da probabilidade de default, p , e da taxa de juros real, r , sobre a taxa de câmbio ε .

Denotando a taxa de juros nominal dos títulos externos como i^* . A taxa real bruta esperada de retorno (em termos de bens externos) sobre esses títulos é $(1+r^*) = (1+i^*)/(1+\pi^*)$. Assume-se que os investidores externos são avessos ao risco, e escolhem entre títulos domésticos denominados em moeda externa e títulos externos. Logo o fluxo de capital é dado por:

$$CF = C \left(\frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1-p)(1+r^s) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1+r^*) - \theta^* p \right) \quad C' > 0 \quad (28)$$

Utilizando as equações de arbitragem, (26) e (27), entre títulos domésticos livre de riscos e títulos domésticos em moeda estrangeira, a expressão para o fluxo de capital pode ser reescrita como:

$$CF = C \left((1+r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1+r^*) + (\theta - \theta^*) p \right) \quad (29)$$

Para que um aumento na probabilidade de default conduza ao decréscimo no fluxo de capital, depende, no entanto, de $(\theta - \theta^*)$, a diferença entre a média de aversão ao risco e aversão ao risco dos investidores externos. Se há igualdade ente ambos, então o aumento na probabilidade de default seria refletido em uma taxa de retorno de equilíbrio, e os investidores externos não teriam razão para reduzir seus títulos. A relevância parece ser no entanto o caso em que $\theta^* > \theta$; os investidores externos têm maior aversão ao risco que média do mercado. Logo um aumento no risco conduz ao aumento na taxa declarada e, consequentemente, saída de capital.

Um simples modo de capturar isso é assumir que $\theta = \lambda \theta^*$ em que $\lambda \leq 1$: a aversão média ao risco do mercado aumenta proporcionalmente a uma taxa menor que a aversão ao risco dos investidores externos. Sobre esta pressuposição, o fluxo de capital será:

$$CF = C \left((1+r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1+r^*) - (1-\lambda)\theta^* p \right) \quad (30)$$

Considerando as exportações líquidas. Assume-se seja uma função da taxa de câmbio real:

$$NX = N(\varepsilon) \quad N' > 0 \quad (31)$$

Portanto, a condição de equilíbrio é estabelecida quando a soma do fluxo de capital e das exportações líquidas sejam nulas. Assim, pode-se obter:

$$C \left((1+r) - \frac{\varepsilon'}{\varepsilon} (1+r^*) - (1-\lambda)\theta^* p \right) + N(\varepsilon) = 0 \quad (32)$$

Em um modelo dinâmico, ε' seria endogenamente determinada. Para um período, um modo simples para proceder é normalizar a taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo (equivalente à taxa de câmbio pré-choque) para ser igual a um: $\varepsilon' = \varepsilon^\eta$ para $0 < \eta < 1$ ¹⁰.

Substituindo ε' nas equações prévias, obtemos a primeira das duas relações entre ε e p :

$$C \left((1+r) - \varepsilon^{\eta-1} (1+r^*) - (1-\lambda)\theta^* p \right) + N(\varepsilon) = 0 \quad (33)$$

Essa primeira relação entre taxa de câmbio e probabilidade de *default* é plotada no Gráfico 1. Um aumento na probabilidade de default aumenta o risco. Esse aumento no risco conduz ao aumento na taxa de câmbio – depreciação. O lócus tem inclinação positiva¹¹. A inclinação depende, particularmente, do grau de aversão ao risco, θ^* . Dois lócus estão desenhados na figura: o menos inclinado corresponde à baixa aversão ao risco; o mais inclinado, a alta aversão ao risco.

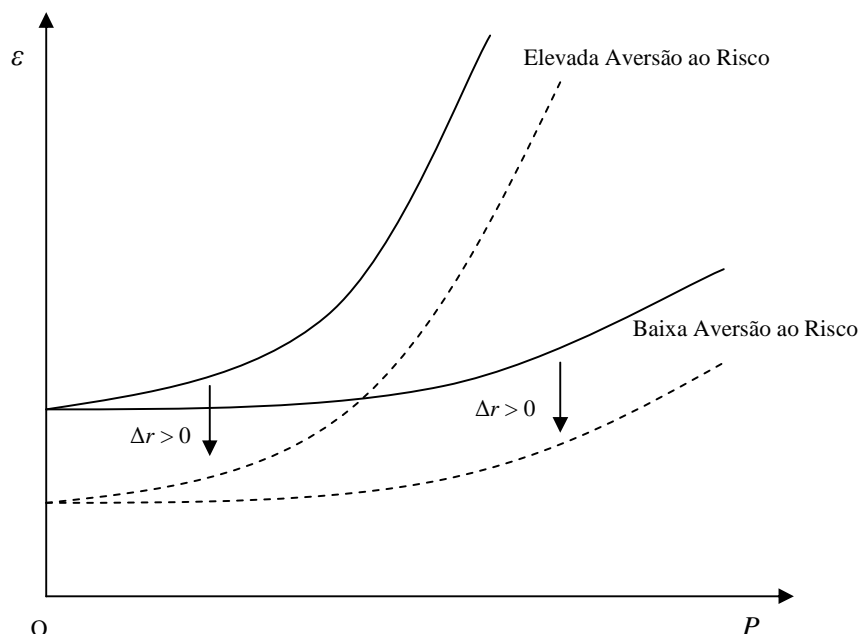
Para uma dada probabilidade de default, um aumento na taxa de juros provoca um decréscimo na taxa de câmbio – apreciação (o canal padrão pelo qual a política

¹⁰ Quanto mais próximo η é de um, mais a taxa de câmbio futura move com a taxa de câmbio corrente, e por implicação, mais ampla a depreciação real necessária para realizar um dado aumento no fluxo de capital.

¹¹ Se $C(\cdot)$ e $N(\cdot)$ são lineares, então o lócus é convexo. Blanchard (2004) desenhou como convexo, mas o resultado abaixo não depende da convexidade.

monetária afeta a taxa de câmbio). A primeira aproximação, a mudança vertical no lócus não depende da aversão ao risco. As duas linhas mostram o efeito de um aumento na taxa de juros sobre o lócus de equilíbrio.

GRÁFICO 1 – TAXA DE CÂMBIO COMO FUNÇÃO DO RISCO DE *DEFAULT*



Fonte: BLANCHARD (2004)

Após estabelecer o efeito da probabilidade de default e da taxa de juros sobre o câmbio. Faz-se necessário determinar o efeito da taxa de câmbio real (ε) e da taxa de juros (r), que volta sobre a probabilidade de default, p . Isso requer olhar para a dinâmica da dívida.

Assume-se que o governo emite dois tipos de títulos para financiar seus gastos: em moeda corrente doméstica e externa; ambos estão sujeitos ao risco de default. Denotamos por $D^{\$}$ e D^R como sendo o montante de dívida denominada em moeda estrangeira (medida em bens externos) no início do período e o montante de dívida denominada em moeda doméstica (medida em bens internos) no início do período, respectivamente, o valor real da dívida para ambos será: $D^{\$} (1+r^{\$})\varepsilon'$, para o primeiro, e $D^R (1+r^R)$, para o segundo¹².

¹² Dada à taxa de câmbio real e ausência de *default*.

Sob a condição de “no-default”, a dívida no início do próximo período é então dada por:

$$D' = D^S (1 + r^S) \varepsilon' + D^R (1 + r^R) - PR \quad (34)$$

Utilizando as equações (26) e (27) para eliminar $(1 + r^R)$ e $(1 + r^S)$, e a condição $\theta = \lambda \theta^*$ para substituir θ por $\lambda \theta^*$, temos:

$$D' = \left(\frac{(1 + r)}{(1 - p)} + \frac{\lambda \theta^* p}{(1 - p)} \right) [D^S \varepsilon + D^R] - PR \quad (35)$$

Para poder discutir efeito de composição versus nível da dívida, define-se μ como a proporção da dívida em moeda externa no total da dívida à taxa de câmbio de equilíbrio de longo prazo normalizada como anteriormente. Portanto, $\mu = D^S/D$, em que $D = (D^S + D^R)$, a equação é transformada em:

$$D' = \left(\frac{1 + r}{1 - p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1 - p} \right) [\mu \varepsilon + (1 - \mu)] D - PR \quad (36)$$

O último passo é relacionar a probabilidade de default ao nível da dívida do próximo período. Se pensarmos sobre probabilidade de default como a probabilidade que a dívida exceda um determinado limite, podemos escrever¹³:

$$p = \psi(D') \quad \psi' > 0 \quad (37)$$

Substituindo (36) em (37), encontramos a segunda relação entre a probabilidade de default e a taxa de câmbio:

$$p = \psi \left\{ \left(\frac{1 + r}{1 - p} + \frac{\lambda \theta^* p}{1 - p} \right) [\mu \varepsilon + (1 - \mu)] D - PR \right\} \quad (38)$$

Note que p depende de seus valores, portanto é uma relação não linear. Para explorar essa relação, o Gráfico 2 plota p no eixo horizontal e p e $\psi(\cdot)$ no eixo vertical, para dado valores de outras variáveis, incluindo a taxa de câmbio. O lado esquerdo p ,

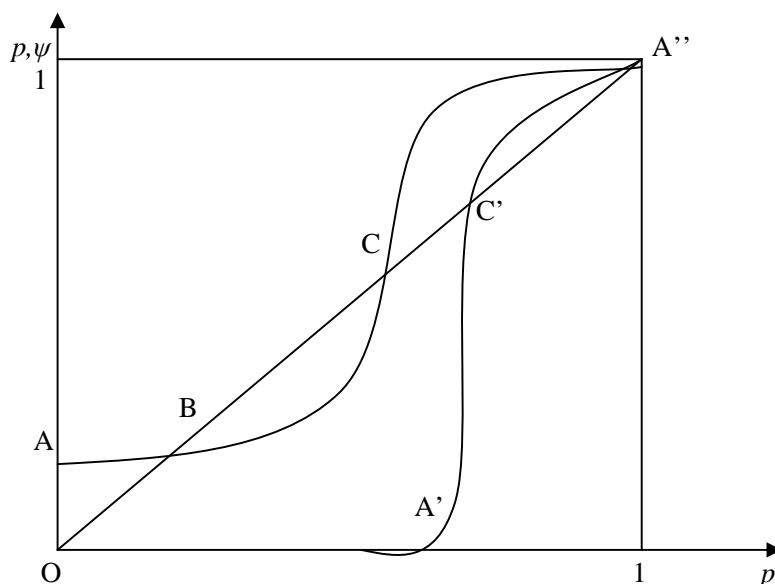
¹³ Podemos pensar da função $\psi(\cdot)$ como uma distribuição de probabilidade cumulativa: baixa e plana para baixo valor de dívida, rapidamente crescente quando a dívida entra em uma zona crítica, e se torna plana novamente, e próximo de um, quando a dívida se torna muito alta.

como função de p , é dado por uma reta de inclinação de 45° graus. O formato de ψ como função de p depende se a distribuição subjacente tem relação finita ou infinita.

Se possuir relação infinita, logo o formato de ψ é mostrado pelo locus AA'' . Para algum nível da dívida, há uma probabilidade positiva de default, no entanto, pequena. Portanto, mesmo para $p = 0$, ψ é positivo. Quando p aumenta, assim faz D' , e assim faz ψ . Quando p tende a um, $[1/(1 - p)]$ tende ao infinito, assim faz D' , e ψ tenderem a um.

Se possuir relação finita, o formato de ψ é mostrado pelo locus $OA'A''$. Neste caso há um valor crítico da dívida do próximo período abaixo da qual a probabilidade de default é zero. Assim como a dívida inicial, a taxa de juros e o superávit primário são tais que a dívida do próximo período permanece abaixo do seu valor crítico, aumento em p não aumenta ψ , que permanece igual a zero. Para algum valor de p , a probabilidade de default torna-se positiva e, como antes, quando p tende a um, ψ tende a um.

GRÁFICO 2 – FUNÇÃO NÃO-LINEAR DA PROBABILIDADE DE DEFAULT



Fonte: BLANCHARD (2004).

Isso implica que há tipicamente três equilíbrios (B , C e A'' no caso de relação infinita e O , C' e A'' no caso de suporte finito). O argumento de estática comparativa padrão elimina o equilíbrio instáveis do meio (C ou C'). Deveremos assumir que o

equilíbrio relevante é o equilíbrio menor (O ou B) e que tal equilíbrio existe. Sob essa pressuposição, podemos desenhar a relação entre p e ε implicado pela equação (38). Se não há dívida denominada em moeda estrangeira ($\mu=0$), o locus é horizontal: p pode ser positivo mas independente da taxa de câmbio.

Se há dívida em dólar, o locus é também plano (se o suporte for finito, e a taxa de câmbio é tal que a dívida do próximo período permanece abaixo do nível crítico), ou positivamente inclinado (se a taxa de câmbio é tal que a probabilidade de default torna-se positiva). Se ele for positivamente inclinado, sua inclinação é uma função crescente da proporção da dívida em dólar, e uma função crescente da dívida inicial total. A Figura 3 mostra dois locus, um com segmento plano – correspondendo dívida inicial baixa – e outra positivamente inclinada e íngreme – correspondendo nível alto de dívida inicial.

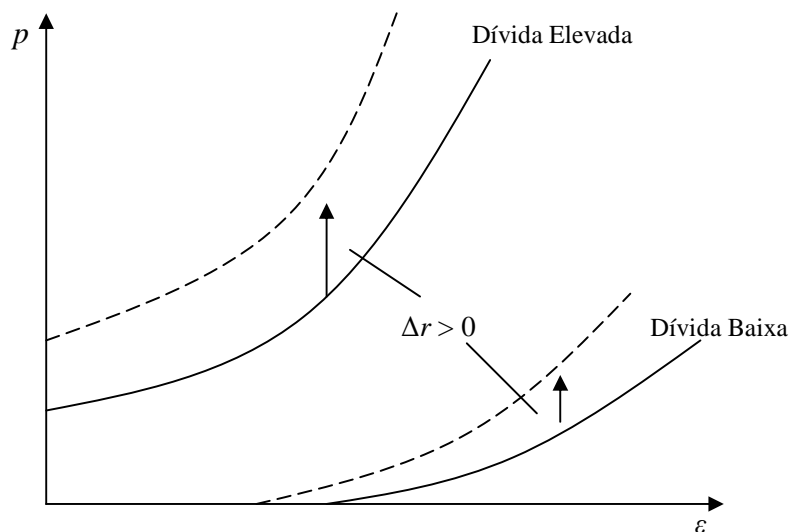
Se a dívida do próximo período permanecer abaixo do nível crítico, o efeito de um aumento na taxa de juros inicial é deixar a probabilidade de default inalterada. Caso contrário, quanto maior o nível da dívida inicial, o efeito será mais forte sobre a probabilidade de default.. O Gráfico 3 mostra o efeito de um aumento na taxa de juros sobre os dois locus.

Em resumo, a economia é caracterizada por duas equações em p e ε . Para dado valor das políticas fiscal e monetária – r , r^* , D , PR – e dados parâmetros η , θ^* , μ , λ , as duas equações são:

$$C((1+r) - \varepsilon^{\eta-1}(1+r^*) - (1-\lambda)\theta^*p) + N(\varepsilon) = 0 \quad (39)$$

$$p = \psi \left\{ \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p} \right) [\mu\varepsilon + (1-\mu)]D - PR \right\} \quad (40)$$

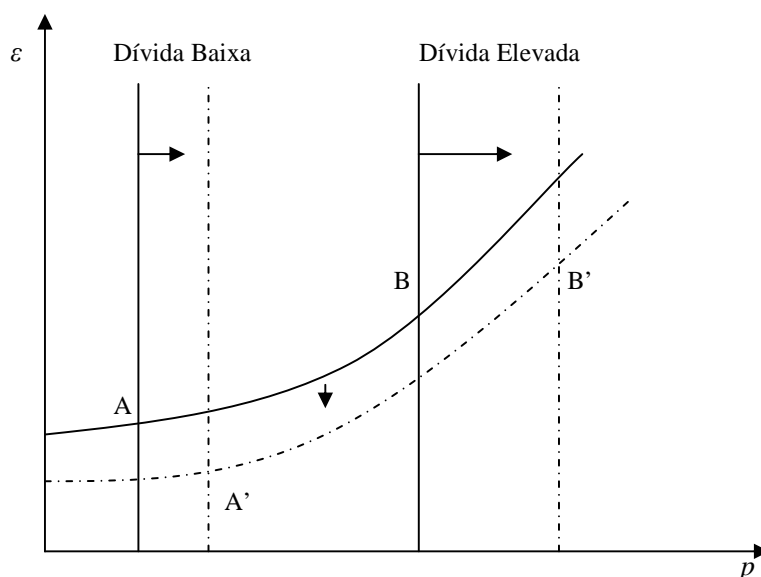
Blanchard (2004) denomina a primeira equação de “relação do fluxo de capital” e a segunda de “relação do risco de default”. Através das equações acima, o autor conclui que quanto maior o nível da dívida inicial, ou quanto maior o grau de aversão ao risco dos investidores externos, ou quanto maior a proporção da dívida total do governo denominada em moeda externa, mais provável é que um aumento na taxa de juros deprecie a taxa de câmbio, revertendo o processo de apreciação.

GRÁFICO 3 – RISCO DE *DEFAULT* COMO FUNÇÃO DA TAXA DE JUROS E DA TAXA DE CÂMBIO

Fonte: BLANCHARD (2004).

O Gráfico 4 mostra o caso em que o governo não possui compromissos em divisas externas – tal que a probabilidade de default é independente da taxa de câmbio real – e o lócus do risco de default é vertical. Isto mostra o equilíbrio para dois diferentes níveis da dívida, e, portanto, duas probabilidades de default diferentes. Do Gráfico 1, o fluxo de capital é positivamente inclinado. O equilíbrio para um baixo nível da dívida é A, o equilíbrio para um alto nível da dívida é B. Neste caso, um aumento na taxa de juros desloca o lócus do fluxo de capital para baixo: elevada taxa de juros conduz a redução da taxa de câmbio. Dessa forma, altera o lócus do risco de default para a direita: maior taxa de juros aumenta a probabilidade de default. A magnitude da mudança é proporcional ao nível da dívida inicial. Portanto, quanto maior a dívida inicial, mais provável é que aumento na taxa de juros leva à depreciação. Como desenhado, com baixa dívida, o equilíbrio vai de A para A', e há uma apreciação do câmbio; com dívida elevada, o equilíbrio vai de B para B', e há uma depreciação.

GRÁFICO 4 – RELAÇÃO PROBABILIDADE DE DEFAULT, TAXA DE CâMBIO E NÍVEL DA DÍVIDA

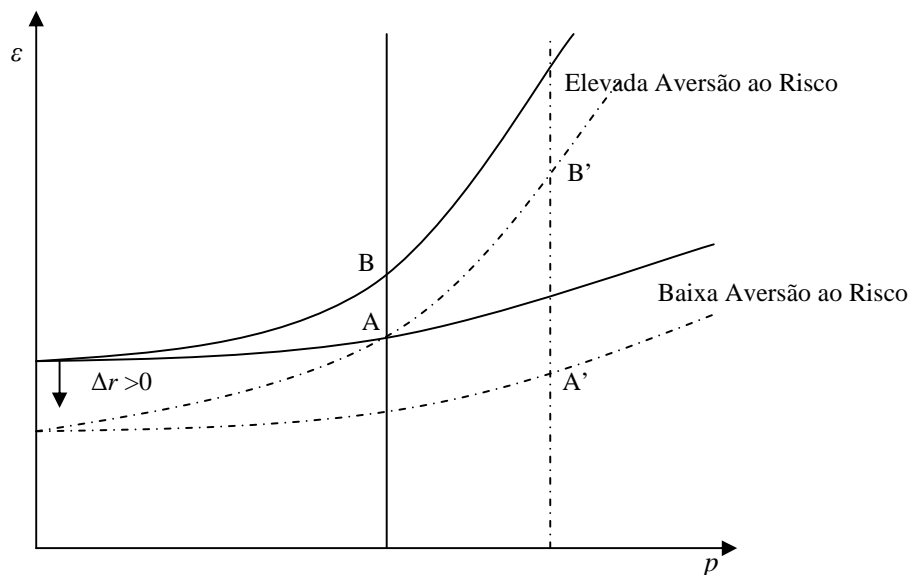


Fonte: BLANCHARD (2004).

O Gráfico 5 mostra, ainda, o caso em que o governo não possui dívidas em moeda estrangeira e o locus do risco de default é vertical. Em resposta ao aumento na taxa de juros, o locus do fluxo de capital desloca para baixo; o tamanho da mudança é aproximadamente independente do grau de aversão ao risco. Portanto, sob baixa aversão ao risco, o equilíbrio vai de A para A', com uma apreciação. Sob elevada aversão ao risco, o equilíbrio vai de B para B', com depreciação. Novamente, neste segundo caso, o efeito indireto da taxa de juros, através do aumento na probabilidade de default, sobre o fluxo de capital, dominam o efeito direto da taxa de juros sobre o câmbio.

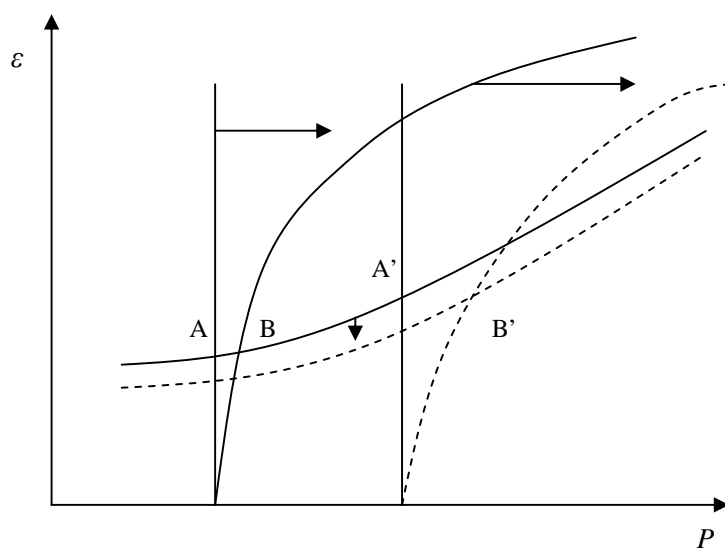
O Gráfico 6 compara os dois casos, um na qual a proporção da dívida em dólar, μ , é igual a zero, e uma em que μ é elevada. O equilíbrio para pequena dívida em dólar é A, o equilíbrio para elevado dívida em dólar é B. Um aumento na taxa de juros desloca o locus do fluxo de capital para baixo. Altera o locus do risco de default para a direita, e a mudança é aproximadamente independente do valor de μ , o equilíbrio move de A para A', com apreciação. Mas para elevados valores de μ , o equilíbrio move de B para B', com depreciação.

GRÁFICO 5 – RELAÇÃO ENTRE PROBABILIDADE DE DEFAULT, TAXA DE CâMBIO E AVERSÃO AO RISCO



Fonte: BLANCHARD (2004)

GRÁFICO 6 – DÍVIDA DENOMINADA EM MOEDA EXTERNA



Fonte: BLANCHARD (2004)

O modelo de Blanchard (2004) pode ser resumido da seguinte forma: dívida pública elevada, alta aversão ao risco por parte dos investidores externos ou alta proporção da dívida em moeda externa, pode conduzir a depreciação cambial em resposta ao aumento na taxa de juros. A consequência do modelo para o regime de

metas de inflação é que, a depreciação pode resultar em aumento do nível geral de preços devido ao efeito *passthrough* da taxa de câmbio nominal sobre a inflação.

A próxima seção analisa, através de estudos empíricos encontrados na literatura, a interação entre a política monetária e fiscal no que concerne a persecução de política de estabilização dos preços.

2.4 Política Monetária e Política Fiscal: evidências empíricas na literatura de controle da inflação.

A coordenação das políticas monetária e fiscal é fundamental para estabelecer políticas econômicas. Conforme visto anteriormente, a restrição orçamentária intertemporal do governo é o elo entre as duas políticas. De acordo com a restrição orçamentária, uma taxa de juros superior à taxa de crescimento da economia pode induzir à trajetória explosiva da dívida. Esta condição é insustentável e viola o orçamento temporal do governo, visto que está limitado ao valor presente das receitas futuras do superávit primário (ROMER, 2001).

A dívida pública é um importante instrumento de condução das políticas monetária e fiscal e reflete as medidas adotadas no âmbito da autoridade monetária (Banco Central) e fiscal (Tesouro Nacional). As decisões tomadas pelas autoridades são importantes para determinar os efeitos esperados sobre as políticas. Neste contexto de coordenação de decisões, Tinbergen (1952), em sua versão analítica sobre a teoria e prática da política econômica, destaca que a política monetária tem efeitos sobre a inflação e o nível de produto da economia.

Por outro lado, conforme destacado anteriormente, Sargent e Wallace (1981) concluíram que a política monetária possui dificuldade em estabelecer objetivos em ambientes onde o mercado financeiro avalia a condição insustentável da política fiscal. Os autores foram os pioneiros em apontar que a redução na taxa de crescimento da moeda pode resultar em elevação da inflação se o governo atribui a senhoriação como a origem das receitas e não há ajustamento do superávit primário após a queda na receita de senhoriação.

Mendonça (2003) destaca que a presença de uma autoridade monetária rígida – embora impeça a captação de senhoriação pela autoridade fiscal – implica em taxas

de juros mais elevadas, contribuindo para um duplo impacto: i) inibem os investimentos produtivos à medida que as aplicações financeiras tornam-se mais atrativas; e ii) aumentam o déficit público, já que os juros incidem sobre o estoque de endividamento a despeito de que, em determinado período, tenha sido alcançado um resultado primário equilibrado. A partir de modelos de coordenação abordados em outro trabalho, Mendonça (2001, pp.78) concluiu que **“(...) a coordenação de políticas econômicas é factível e seus resultados tendem a ser superiores ao uso de metas para a política econômica com autoridades políticas distintas”**.

Ao discutir a política fiscal ótima quando a política monetária está comprometida com o regime de metas de inflação, Roisland e Torvik (2000) evidencia que é melhor utilizar dois instrumentos quando há conflitos entre instabilidade de inflação e instabilidade da economia real. Especificamente, seus resultados para uma pequena economia aberta, apontam para o desequilíbrio entre setores *traded* e *non-traded* produzido pelo regime de metas quando a política fiscal é passiva. Por ajustar a posição da política fiscal como uma resposta a vários choques, uma política fiscal ativa pode fornecer melhor equilíbrio setorial, ao menos quando em choques de demanda. Os autores consideram ainda que a análise para os choques de oferta são mais difícil, pois há o conflito entre a estabilidade de setores *non-traded* e *traded*. Uma política fiscal contra-cíclica tradicional desestabiliza o setor *traded* mais que uma política fiscal passiva no ambiente de metas inflacionárias.

Para avaliação da política fiscal e do regime de metas inflacionárias no Brasil, Amaral (2007) destacou que a eficácia da política monetária pode estar comprometida devido à estrutura da dívida pública que produz efeito riqueza reverso. Ao identificar a excessiva participação na dívida pública de títulos pós-fixados e sem risco de taxa de juros, o autor concluiu, através de simulações, que variações na taxa de juros atuam no sentido de criar um efeito renda positivo, o que diminui ainda mais o poder dos juros como instrumento de política monetária. No mesmo sentido, mas ampliando a análise para o caso brasileiro, Loyo (1999) identificou que taxas de juros elevadas causam *outside financial wealth* dos agentes privados crescerem mais rápido em termos nominais: isso aumenta a inflação. Se o Banco Central responde com aumento na taxa de juros, tal que a taxa de juros real cresce também, então pode surgir um ciclo vicioso.

Em suma, de maneira geral, a coordenação das políticas monetária e fiscal é uma atividade necessária para estabelecer regras de estabilização dos níveis de preço. O capítulo seguinte analisa o ambiente econômico brasileiro de 1999 a 2007, destacando a trajetória dos dados e evidencia a teoria expressada até aqui.

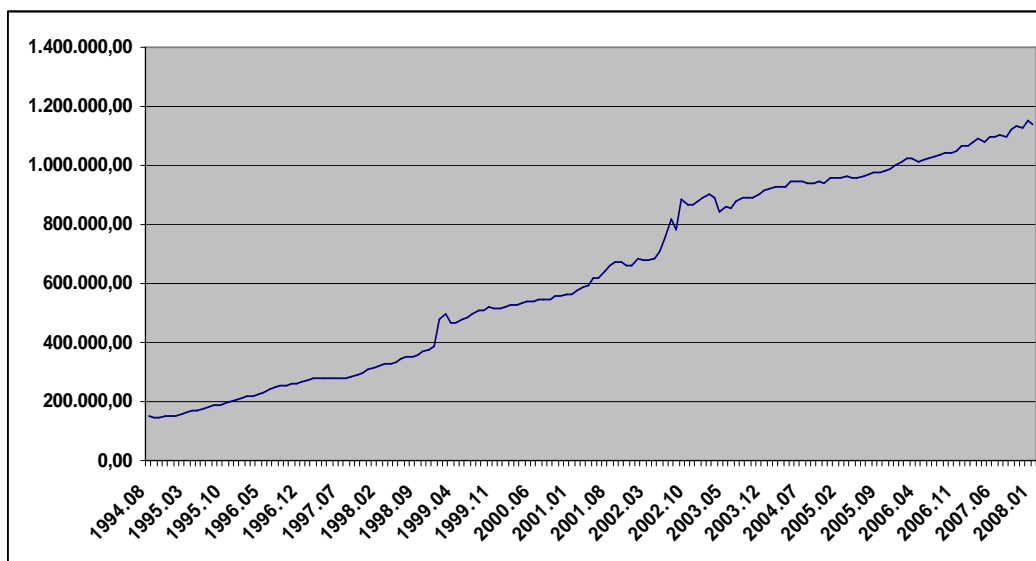
Capítulo 3 – EVOLUÇÃO RECENTE DAS VARIÁVEIS BRASILEIRAS

O presente capítulo trata das relações entre a política econômica adotada no Brasil pós-1999 e a evolução do endividamento público no período. O que se procura destacar é o papel desempenhado pelas variáveis do processo de estabilização de preço conduzido pelo regime de metas de inflação.

Nesse sentido, o endividamento público não é mais determinado majoritariamente por medidas tomadas no âmbito da política fiscal; uma vez que passou a ser utilizado visando também prover liquidez ao mercado de capitais, sinalizar juros, fornecer *hedges* cambiais e financiar o balanço de pagamentos. O endividamento público assume então uma nova dinâmica de crescimento, muito mais relacionada à política monetária realizada no período.

O Gráfico 7 mostra a evolução da dívida líquida do setor público consolidada entre agosto de 1994 a janeiro de 2008. Como se pode observar, a dívida é crescente em todo o período, porém, há variações em determinados pontos do período. Em 1999, com a flexibilização do câmbio, o comportamento ascendente da dívida é ainda mais visível. Seu crescimento se explica pelos choques externos (crise da Rússia em 1998) e o efeito dos juros e do câmbio.

GRÁFICO 7 – EVOLUÇÃO DA DLSP CONSOLIDADA (R\$ milhões)



Fonte: elaboração própria a partir dos dados da STN – CODIV.

Goldfajn (2002) observa que o crescimento da relação dívida pública/PIB ocorreu devido a eventos não recorrentes, tais como: (i) o reconhecimento dos chamados esqueletos fiscais; (ii) à forte depreciação cambial verificada a partir da crise cambial de 1999 e (iii) às elevadas taxas reais de juros. Este último evento é fundamental para a consolidação do regime de metas de inflação na medida em que elevada taxa de juros reais, reduz a variação cambial (no sentido de uma desvalorização excessiva) e minimiza os efeitos deste sobre os preços.

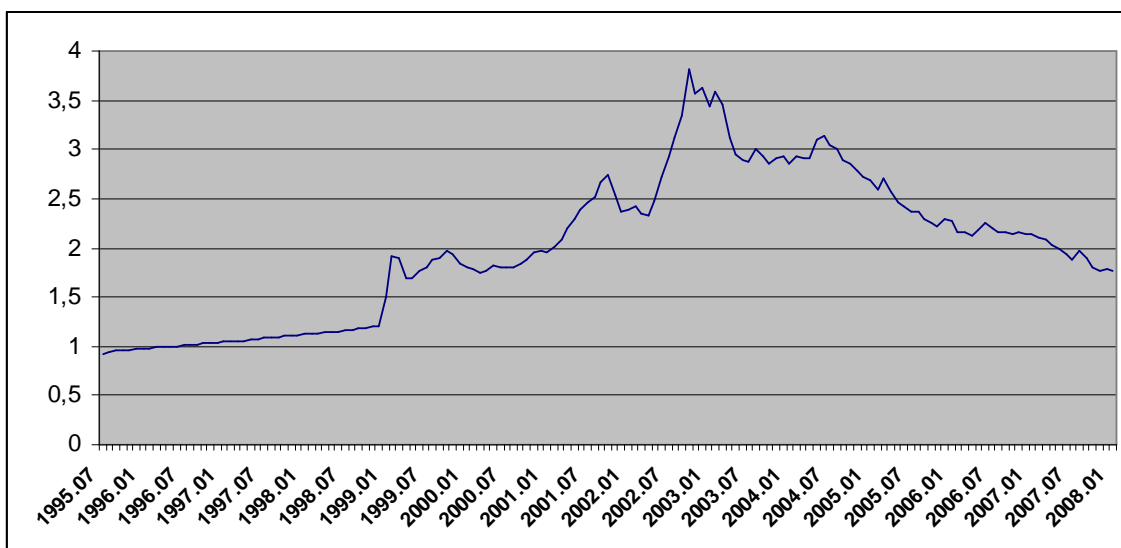
Analisando o aspecto conjuntural mais amplo, Ferrari Filho (2002) destacou que o processo de crescimento do endividamento público teve início com a chamada armadilha do câmbio. De acordo com o autor:

(...) situação na qual a sobrevalorização da taxa de câmbio, aliada à abertura comercial, resultou em recorrentes e crescentes desequilíbrios do balanço de pagamentos em transações correntes. Esses, por sua vez, foram financiados pelo ingresso de capital internacional, predominantemente volátil, atraído pela elevada taxa de juros doméstica. A contrapartida da elevação da taxa de juros foi o crescimento da dívida pública, pressionando, assim, o desequilíbrio do setor público. (FERRARI FILHO, 2002, pp.19).

O Gráfico 8 apresenta a série da taxa de câmbio. Sob o câmbio fixo, a política monetária procurava viabilizar o acúmulo de reservas internacionais que respaldavam nova moeda e asseguravam a estabilidade de preços. As recorrentes crises externas pré-flexibilização do câmbio foram contornadas mediante drásticos aumentos nas taxas de juros que proporcionavam elevados ganhos de arbitragem aos capitais externos a despeito dos efeitos recessivos sobre a economia doméstica. Mas, em fins de 1998, a política de juros e o acordo com o FMI não foram capazes de evitar o “ataque” ao Real que resultou na maxidesvalorização de janeiro de 1999 e no fim da âncora cambial. A política de metas de inflação, adotada em junho de 1999, respalda a construção de uma nova ‘âncora’ agora pautada em câmbio flutuante e no compromisso de elevado ajuste fiscal.

O uso recorrente de política monetária restritiva tem um impacto direto na administração da dívida pública na medida em que amplia seu custo de refinanciamento. O Gráfico 9 retrata a participação dos diferentes indexadores no total do endividamento público no Brasil entre maio de 2000 e outubro de 2005.

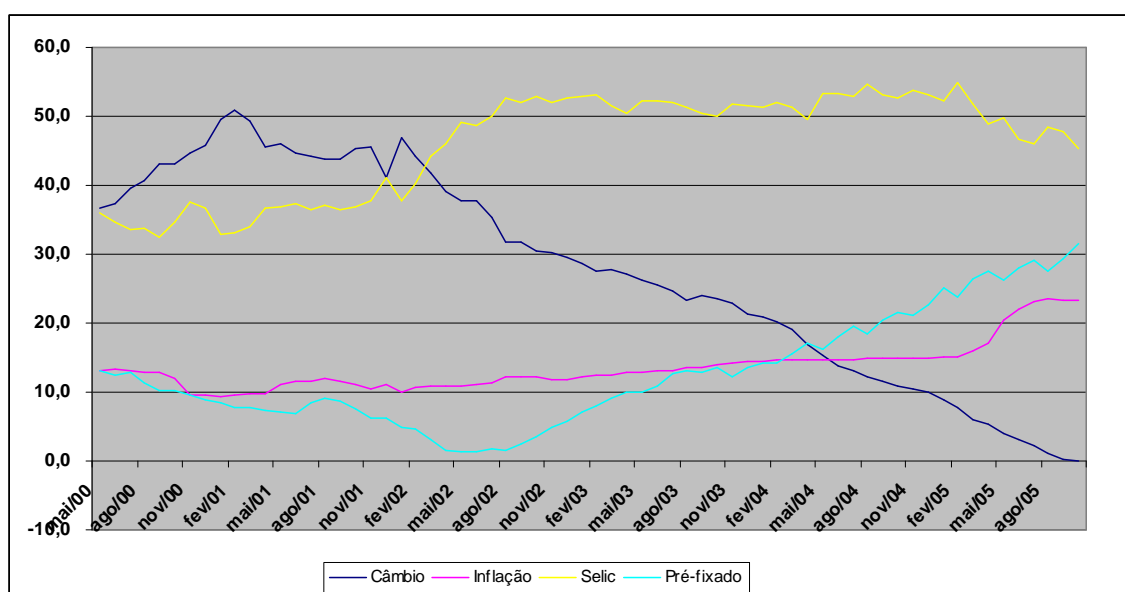
GRÁFICO 8 – TAXA DE CâMBIO NOMINAL, jun.95 a jan.08



Fonte: BCB – DEPEC

Observa-se o predomínio dos títulos indexados à taxa Selic, seguidos pelos indexados ao câmbio e pelos pré-fixados. Para Hermann (2002), a indexação de grande parte da dívida pública à taxa de juros básica da economia (Selic) criou uma armadilha para o Banco Central, agravando a tendência ao aumento do risco atribuído ao país e ao setor público diante de uma política de juros altos e superávits não condizentes com a necessidade de financiamento.

GRÁFICO 9 – PARTICIPAÇÃO POR INDEXADOR DA DÍVIDA (em %)



Fonte: BCB – DEMAB

Em 2001, o colapso na economia argentina e, em 2002, as incertezas no Brasil associadas à política econômica que viria a ser adotada pelo governo, resultaram em novas e acentuadas desvalorizações cambiais. Num ambiente de metas de inflação a possibilidade da taxa de inflação ficar acima - do centro ou do teto – da taxa pré-estabelecida exige aumentos recorrentes nos juros como forma de inibir a pressão inflacionária. Assim, a partir de 1999 a política monetária rígida passou a visar em última instância, não mais a formação de um ‘colchão’ de divisas, mas sim à estabilidade da taxa de câmbio e o cumprimento da meta de inflação. Para Hermann (2002), a indexação crescente da dívida pública à taxa de câmbio (no período de 1999 a 2002), impõe risco elevado e dificuldade financeira para o governo. A autora destaca que:

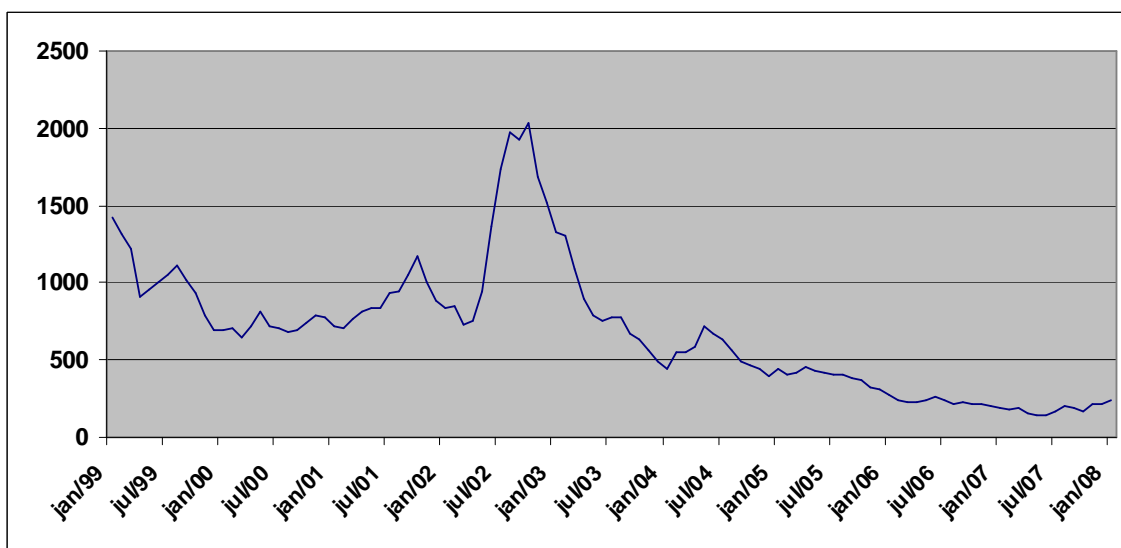
Em regime de flexibilidade cambial e sob elevado grau de abertura financeira, amplia-se a volatilidade potencial da conta de capital e, por conseguinte, da própria taxa de câmbio. Além disso, nessas condições, a indexação cambial da dívida torna-se um “cheque em branco” para o mercado, que pode forçar uma desvalorização cambial “excessiva” (frente às reais necessidades de divisas) com operações especulativas, como se tem visto no mercado brasileiro no segundo semestre de 2002. (HERMANN, 2002, p.16).

E concluiu que:

Para evitar um agravamento ainda maior da situação fiscal nesse período, o Banco Central passou a intervir de forma sistemática no mercado cambial, “queimando” reservas internacionais para conter a tendência à desvalorização do real. Com isto, a flexibilização cambial no Brasil perdeu boa parte de sua função estabilizadora do balanço de pagamentos, que, quanto à conta de capital, se dá justamente pela preservação das reservas internacionais do país. (HERMANN, 2002, p.16).

De acordo com o Gráfico 10 e o modelo de Blanchard (2004) exposto anteriormente, observa-se que níveis elevados da dívida pública, aliado aos títulos da dívida indexados ao câmbio, contribuíram para acentuar a aversão ao risco ocasionado pelos investidores no período de 1999 a 2002. Como uma aproximação, isto é refletido no risco-país brasileiro medido pelo *EMBI spread* do grupo *J.P.Morgan*¹⁴ no período, apresentado no Gráfico 9.

¹⁴ *Embi spread* é um número-índice que mede o retorno que os papéis que compõem a carteira hipotética constituída por papéis emitidos pelo Brasil no exterior, frente ao rendimento dos títulos do tesouro norte-americano de prazo comparável (que são considerados livres de risco).

GRÁFICO 10 – RISCO-PAÍS BRASILEIRO MEDIDO PELO *EMBI spread*

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados adquiridos do grupo *J. P. Morgan*.

Em outubro de 2002, o *EMBI spread* brasileiro chegou ao seu nível mais elevado nos últimos dez anos, atingindo a marca de 2000 pontos. Considerando a dívida pública em dezembro de 2002, destaca-se a relação entre o *spread* e a composição da dívida apresentada na Tabela 1. Esta comparação corrobora com o modelo apresentado anteriormente.

TABELA 1 – COMPOSIÇÃO DA DÍVIDA PÚBLICA BRASILEIRA POR INDEXADOR, dez-2002 (em %)

<i>Títulos Emitidos no Exterior Denominados em Dólar</i>	25,8
<i>Títulos Domésticos Indexados ao Dólar</i>	23,9
<i>Títulos Indexados a Inflação</i>	8,6
<i>Títulos Pré-fixados</i>	2,9
<i>Títulos Domésticos Indexados à Selic</i>	31,1
<i>Outros</i>	7,7

Fonte: BCB – DEMAB.

Favero e Giavazzi (2004) destacam que as variáveis financeiras no Brasil flutuam em paralelo com o *EMBI spread*, mais notavelmente a taxa de câmbio. De acordo com os autores:

The channel through which fluctuations in the Embi spread are transmitted to the exchange rate are capital flows: an increase in the country risk premium leads to a sudden stop of capital flows and to a (real) depreciation which is needed to generate the trade surplus required to offset the decrease in net capital inflows. In turn, fluctuations in the exchange rate induce corresponding fluctuation in the ratio of public debt to

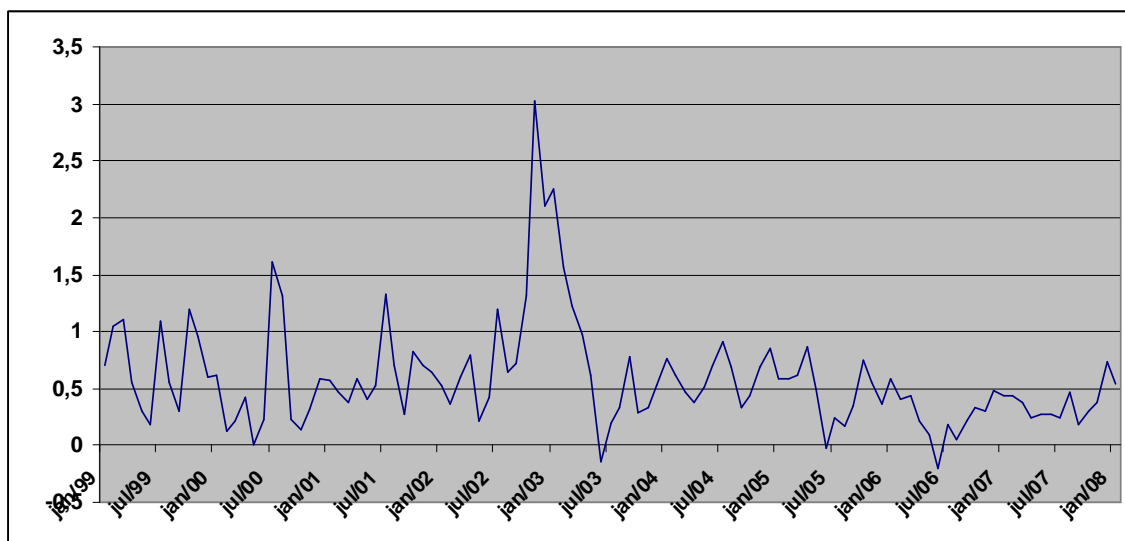
GDP, since great part of the debt in Brazil is either denominated in dollars or indexed to the dollar. (FAVERO e GIAVAZZI, 2004, p.1).

As taxas de juros domésticas também são afetadas pela flutuação no *EMBI spread*. No caso do regime de metas de inflação, o mecanismo de transmissão da política monetária, Selic, é influenciada pela *proxy* do risco-país via taxa de câmbio: flutuações no câmbio, alteram as expectativas inflacionárias, e o Banco Central observa estas expectativas para determinar a trajetória da taxa Selic. Um aumento no *EMBI spread* pode afetar a inflação diretamente, se for acompanhado pela preocupação sobre a possibilidade de monetização futura de parte da dívida pública.

Favero e Giavazzi (2004) referem-se à necessidade de aumento dos juros, como instrumento inibidor de pressões inflacionárias num contexto de elevado endividamento público, como uma situação de '*bad equilibrium*'. Segundo Palley (2004), o Brasil está sujeito a uma política econômica contraditória caracterizada ao mesmo tempo pelas necessidades de baixar taxas de juros - para garantir a sustentabilidade da dívida pública – e política monetária rígida, para evitar a depreciação cambial e a inflação.

O Gráfico 11 mostra a variação da inflação no período. Destaque para a elevação acentuada de meados de 2002 a início de 2003. A partir de então segue um descenso agudo. Observa-se que há maior amplitude da variação da inflação no período que antecede a 2002. Isto é explicado, em partes, pela aquisição gradual da credibilidade da política monetária no regime de metas de inflação com taxa de câmbio flexível (MENDONÇA, 2002).

GRÁFICO 11 – TAXA DE INFLAÇÃO BRASILEIRA DE jan-99 a jan-08, MEDIDA PELO IPCA



Fonte: BCB – DEPEC.

Observando o período mais recente, destaca-se a baixa amplitude da variação da inflação. No mesmo sentido e de acordo com os dados do Banco Central do Brasil, a dívida líquida do setor público como proporção do PIB reduziu do pico de 56% em setembro de 2002 para 43% em setembro de 2007. A taxa Selic anualizada caiu de 26% em março de 2003 para 11% em agosto de 2007; e a taxa de câmbio valorizou acentuadamente de 3,80 (R\$/US\$) em outubro de 2003 para 1,80 em outubro de 2007. Como resultado do ambiente macroeconômico interno, a composição da dívida pública passou a ser mais distribuído entre seus indexadores (Figura 3). Apesar da elevada participação da Selic, a diminuição da taxa de juros contribuiu para segurar o efeito explosivo da dívida pública. Destaca-se também a crescente participação dos Pré-fixados e da Inflação (mais baixa) na composição dos indexadores. Para Lopes e Domingos (2004), a vantagem dos títulos pré-fixados é que reduz flutuações no serviço da dívida (reduz risco orçamentário e volatilidade tributária), importante instrumento para construção da curva de rendimento e potencializa os efeitos da política monetária. Além disso, podemos destacar a redução significativa dos títulos indexados ao câmbio que atenuam os riscos financeiros.

No mesmo sentido da melhora do quadro macroeconômico doméstico, o *EMBI spread* do Brasil reduziu significativamente. A variável passou de 2038 ponto em

outubro de 2002 para 146 em junho de 2007¹⁵. Este resultado é reflexo do ambiente econômico sustentável obtido a partir de 2004. Além dos fatores internos, determinantes internacionais contribuíram para melhorar a condição brasileira frente ao risco-país. De acordo com o FMI, a taxa média de crescimento do PIB mundial saltou de, aproximadamente, 3% em 2002 para, aproximadamente, 5,5% em 2006. Considerando que a inflação média mundial esteve abaixo de 5%, a economia mundial, na média, obteve ganho real, contribuindo para o crescimento dos investimentos das economias como um todo.

De forma geral, a análise dos dados brasileiros aponta para o papel importante executado pela dívida pública no regime de metas de inflação. Apesar de ter passado pelo “*stress*” das expectativas e riscos no início do sistema de metas, a consolidação do regime fiscal contribuiu para proporcionar ambientes favoráveis para a obtenção de resultados esperados na estabilidade dos preços.

¹⁵ Dados obtidos do grupo *J.P. Morgan*.

Capítulo 4 – METODOLOGIA DE VETORES AUTO-REGRESSIVOS E ANÁLISE ESTRUTURAL

4.1 Introdução aos Modelos VAR

Em análise de regressão múltipla, as inter-relações entre variáveis econômicas geralmente exigem que os modelos sejam tratados pela técnica de equações simultâneas. Nesses modelos, as variáveis são referidas como endógenas e exógenas (predeterminadas). Para estimar estes modelos, é necessário respeitar alguns dos pressupostos da análise de regressão tradicional, isto é, existe alguma restrição para a estimação de modelos com equações simultâneas.

Sims (1980) analisou essas restrições abordando as questões de identificação do modelo, ou seja, observou se as equações que fazem parte do sistema são identificadas e criticou a forma usual para solucionar o problema causado, geralmente, pela incorporação *ad hoc* de variáveis exógenas em algumas equações e em outras não¹⁶. Por essa razão, o autor considerou tal questão como subjetiva para a solução do sistema e defendeu a premissa de que todas as variáveis devem ser tratadas simultaneamente e simetricamente, não concordando com a solução que permite a determinação de causalidade *ad hoc*. Essa discussão levou à introdução de um novo método de abordagem de séries multivariadas, originando a discussão do modelo de Vetores Auto-regressivos (VAR)¹⁷.

Além disso, o autor tornou os modelos multi-equacionais capazes de analisar as inter-relações das variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos na economia, isto é, esses modelos são capazes de analisar a importância relativa de cada “surpresa” (ou inovação) sobre as variáveis do sistema macroeconômico; é a abordagem empírica que permite maior entendimento de como as variáveis macroeconômicas respondem a esses “choques”, simultaneamente.

¹⁶ A questão de identificação do modelo discute se as equações que fazem parte do sistema são exatamente identificadas, subidentificadas e superidentificadas. Tais questões permitem ao pesquisador saber se o sistema pode ou não ser estimado e se possui uma única solução, várias soluções ou nenhuma solução.

¹⁷ Um VAR é um sistema de equações simultâneas multivariadas na qual cada variável escolhida para estudar um fenômeno qualquer é regredida juntamente com o número finito de *lags* de todas as variáveis consideradas no sistema, ou seja, não distingue as variáveis em endógenas e exógenas, adotando o mesmo tratamento para todas.

Para demonstrar a metodologia VAR, parte-se de equações particulares até a generalização de múltiplas equações. Considerando um caso univariado, pode-se usar alguma função que utilize os dados coletados temporalmente para fazer previsões (h) de uma variável y qualquer como sendo dependente de valores presente e passado¹⁸:

$$\hat{y}_{t+h} = f(y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \quad (41)$$

em que $f(\cdot)$ representa alguma função apropriada de observações presentes (t) e passadas ($t-n$).

Um dos problemas da análise de séries temporais é especificar corretamente a forma funcional da função. Assumindo que a forma funcional é linear nos parâmetros, podemos especificá-la como:

$$\hat{y}_{t+h} = c + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + a_3 y_{t-2} + \dots \quad (42)$$

em que c é uma constante de intercepto. Tomando-se $h=1$, especificamos o modelo de previsão com um período à frente:

$$\hat{y}_{t+1} = c + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + a_3 y_{t-2} + \dots \quad (43)$$

Assumindo um número finito (p) de defasagens, o valor da previsão de y é:

$$\hat{y}_{t+1} = c + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p+1} \quad (44)$$

Considerando que o processo estatístico de estimação \hat{y}_{t+1} da previsão de y_{t+1} está sujeito ao erro de previsão (e_{t+1}). Podemos determinar que:

$$e_{t+1} = y_{t+1} - \hat{y}_{t+1} \quad (45)$$

Portanto, temos que:

$$y_{t+1} = \hat{y}_{t+1} + e_{t+1} = c + a_1 y_t + a_2 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p+1} + e_{t+1} \quad (46)$$

¹⁸ Para Lütkepohl (1993), se uma série temporal está disponível para determinada variável de interesse e os dados passados contêm informações suficientes para prever a trajetória futura, é razoável usar alguma função de previsão que utilize os dados coletados do presente e do passado para analisar a estrutura da economia em seus efeitos marginais e de elasticidade.

Assumindo que as variáveis $y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p}$ e e_t são aleatórias¹⁹ e os coeficientes gerados c, a_1, \dots, a_p obedecem uma lei de geração dos dados²⁰ que prevaleça em cada período t , temos, portanto, um processo auto-regressivo de ordem p , AR(p).

Neste processo os erros de previsão e_t de diferentes períodos não devem ser correlacionados, ou seja, admite-se que todos os y_t sejam usados para estimar a previsão, de modo que não ocorram erros sistemáticos, assim:

$$E[e_t.e_s] = 0 \quad \text{para } \forall \quad s \neq t \quad (47)$$

Ampliando a análise para o caso multivariado, incorporamos na equação (3.1) variáveis explicativas w_t e z_t para estimar \hat{y}_{t+h} . Portanto, a função terá parâmetros adicionais para o modelo de previsão:

$$\hat{y}_{t+h} = f_1(y_t, w_t, z_t, y_{t-1}, w_{t-1}, z_{t-1}, \dots) \quad (48)$$

Considerando que na macroeconomia as variáveis são inter-relacionadas, o processo da determinação da exogeneidade das variáveis se torna difícil. Enders (1995, p.294) destaca a importância em tratá-las igualmente: ***“...when we are not confident that a variable is actually exogenous, a natural extension of transfer function analysis is to treat each variable symmetrically”***. Dessa forma, determina-se uma equação para cada variável em função das demais:

$$\hat{w}_{t+h} = f_2(y_t, w_t, z_t, y_{t-1}, w_{t-1}, z_{t-1}, \dots) \quad (49)$$

$$\hat{z}_{t+h} = f_k(y_t, w_t, z_t, y_{t-1}, w_{t-1}, z_{t-1}, \dots) \quad (50)$$

em que k é o número de equações: igual ao número de variáveis do sistema. As funções (48), (49) e (50) serão as primitivas do sistema de equações simultâneas.

Semelhante ao caso univariado, um dos principais objetivos dos modelos multivariados é determinar a forma funcional para f_1, f_2, \dots, f_k . Para simplificar a análise,

¹⁹ Variável aleatória (v.a) é uma variável que está associada a uma distribuição de probabilidade, ou seja, que não tem valor fixo, podendo assumir vários valores no tempo.

²⁰ Gujarati (2000) salienta que o pesquisador deve sempre estar ciente de que os resultados da pesquisa são apenas tão bons quanto a qualidade dos dados.

assume-se a inter-dependência entre cada variável em um processo Auto-regressivo na **forma primitiva**:

$$y_t = a_{10} - a_{12}z_t + b_{11}y_{t-1} + b_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (51)$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_t + b_{21}y_{t-1} + b_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (42)$$

No sistema acima, as seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ devem ser estacionários²¹, os resíduos ε_{yt} e ε_{zt} são do tipo ruído branco com desvio padrão σ_y e σ_z , respectivamente, e são não correlacionado (conforme determinou-se *a priori* em (3.7)).

A estrutura do sistema indica as relações simultâneas entre y_t e z_t ²². Enquanto os termos residuais ε_{yt} e ε_{zt} são os choques ou “puras inovações” em y_t e z_t , respectivamente. O problema do sistema está na relação entre os choques nas equações, o que torna os erros relacionados com as variáveis explicativas. Deste modo, a estimação por Mínimo Quadrado Ordinário (MQO), viola o pressuposto de que não deve haver correlação entre os erros e os regressores.

Podemos transformar o sistema primitivo na forma reduzida para permitir a estimação por MQO. Usando álgebra matricial, reescrevemos o sistema de equações (51) e (52) como:

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (53)$$

Ou alternativamente

$$B.x_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + e_t \quad (54)$$

Onde:

$$B = \begin{bmatrix} 1 & a_{12} \\ a_{21} & 1 \end{bmatrix}; \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix}; \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}; \quad e_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}.$$

²¹ Uma variável é estacionária quando sua distribuição não varia no tempo. O tipo mais comum de não-estacionariedade é quando a média varia de acordo com o tempo, podendo gerar regressões espúrias. (CARNEIRO e WU, 2003).

²² Por exemplo, $-a_{12}$ mostra o efeito atual da variação de uma unidade de z_t sobre y_t e b_{21} mostra o efeito da variação de uma unidade em y_{t-1} sobre z_t . Se $-a_{21}$ é diferente de zero, ε_{yt} tem efeito atual indireto sobre z_t ; e se $-a_{12}$ não é igual a zero, ε_{zt} tem efeito atual indireto sobre y_t .

Pré-multiplicando a equação (54) pela matriz inversa de B , B^{-1} , obtemos um modelo VAR na **forma padrão**:

$$B^{-1}B.x_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1.x_{t-1} + B^{-1}.e_t \quad (55)$$

Ou alternativamente

$$x_t = A_0 + A_1.x_{t-1} + \eta_t \quad (56)$$

onde:

$$B^{-1} = \begin{bmatrix} \frac{1}{1-a_{12}a_{21}} & -\frac{a_{12}}{1-a_{12}a_{21}} \\ -\frac{a_{21}}{1-a_{12}a_{21}} & \frac{1}{1-a_{12}a_{21}} \end{bmatrix}; \quad A = B^{-1}\Gamma_0; \quad A_1 = B^{-1}\Gamma_1; \quad \eta_t = B^{-1}e_t.$$

Considerando a auto-regressão de um período, temos que os erros são as inovações ε_{yt} e ε_{zt} ; x_t é um vetor coluna contendo k variáveis incluídas no VAR; A_0 é um vetor coluna de interceptos; A_1 é a matriz dos parâmetros ou coeficientes de tamanho nxn e η_t é um vetor coluna do tipo $nx1$ dos choques.

Para efeito de notação, podemos definir a_{i0} como um elemento i do vetor A_0 , a_{ij} um elemento da linha i e da coluna j da matriz A_1 , e η_{it} um elemento i do vetor de resíduos e_t .

Utilizando as notações supracitadas, podemos reescrever o modelo VAR(1) matricial na forma equivalente²³:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (57)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (58)$$

Para que o modelo de Vetores Auto-regressivos possa ter solução, é necessário que o sistema de equação seja identificável. Enders (1995) salientou que o maior problema do processo VAR é a identificação. É preciso verificar se a partir do momento em que se passa do sistema primitivo para o sistema reduzido o número de

²³ No Anexo 1 encontram-se as propriedades básicas do modelo VAR e a derivação dos ruídos brancos, contribuindo para compreender as propriedades dos erros.

incógnitas da equação primitiva será o mesmo que o da equação na forma reduzida. A próxima seção resume o significado de um modelo VAR identificável.

4.2 Modelo VAR identificável

A questão da identificação do modelo é saber se a forma primitiva do sistema é identificável: é possível recuperar todas as informações no sistema primitivo a partir da forma reduzida?

Para ilustrar o procedimento de identificação, retorna-se ao sistema de equação (51) e (52). Devido ao “*feedback*” inerente ao processo VAR, não se pode estimá-la diretamente sob a hipótese de violação dos pressupostos do método tradicional. Mas quando há a possibilidade de transformação para forma reduzida, esse problema é solucionado. Entretanto, quando se estima, por MQO, a forma reduzida, deve-se esperar que se retorne para o modelo primitivo.

Para Sims (1986), as restrições para identificação do VAR devem ser feitas nas matrizes de interações simultâneas. Admite que não se devem impor restrições nas variáveis defasadas, pois estas são conhecidas dos agentes econômicos e utilizadas para previsões futuras e formação de expectativa. O autor destaca que uma forma de identificação das variáveis do modelo é a própria ordenação destas.

Um modelo VAR com restrições na matriz de interações contemporâneas pode ser representado pela generalização da equação (54):

$$Bx_t = \Gamma_0 + \sum_{s=1}^p \Gamma_s x_{t-s} + e_t \quad (59)$$

em que x_t é o vetor das variáveis incluídas no modelo, B é a matriz (nxn) de coeficientes de relações contemporâneas e Γ_s são matrizes (nxn) de coeficientes de relações com defasagem (s), para $s = 1, 2, 3, \dots, p$, sendo e_t um vetor (nx1) dos erros aleatórios. A matriz B , que é necessária para obter a forma reduzida, será especificada com base nos modelos teóricos.

A expressão estrutural pode ser reescrita na forma reduzida, generalizada a partir da equação (55):

$$x_t = B^{-1}\Gamma_0 + \sum_{s=1}^p B^{-1}\Gamma_s x_{t-s} + B^{-1}e_t \quad (60)$$

A matriz de variância e covariância dos resíduos é dada por $\text{Cov}(\eta_t) = \Sigma^{24}$, em que $\eta_t = B^{-1}e_t$. O modelo VAR é exatamente identificado quando a matriz dos coeficientes de relações contemporâneas, **B**, for triangular inferior com $[k.(k+1)/2]$ coeficientes²⁵. Portanto, pela estimação por MQO obtêm-se os resíduos e a estimativa da matriz de variância-covariância.

Para que as estimações das equações em um modelo VAR(*p*) possam ser válidas, as condições de estabilidade e estacionariedade das séries devem ser atendidas. O próximo item deste capítulo apresenta sucintamente as condições supracitadas.

4.3 Condições de Estabilidade e Estacionariedade do Modelo VAR

De acordo com Asteriou (2006), Greene (2003) e Enders (1995), alguns pressupostos para estimação de séries temporais devem ser explicados, entre eles a *condição de estabilidade*. As propriedades estatísticas usuais de mínimos quadrados vigoram apenas quando as séries temporais envolvidas são estacionárias, ou seja, precisa-se investigar se o processo estocástico subjacente, que gerou a série, não varia em relação ao tempo. Caso se confirme, é possível modelá-lo através de uma equação com coeficientes fixos, estimados a partir dos dados passados.

Segundo Johnston e Dinardo (2000), em um modelo auto-regressivo de primeira ordem, AR(1), como $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + e_t$, a condição de estabilidade se verifica caso o parâmetro a_1 é, em módulo, igual a unidade ($|a_1| < 1$). Caso o parâmetro a_1 é, em módulo, igual a unidade ($|a_1| = 1$), a sucessão auto-regressiva é chamada de passeio aleatório, e se a_1 é, em módulo, maior que um ($|a_1| > 1$), a sucessão auto-regressiva é explosiva.

²⁴ Σ possui $k.(k+1)/2$ parâmetros livres. Assim, há, no mínimo, $[(k^2+k)/2]$ restrições que precisam ser impostas na matriz **B** para identificação do VAR.

²⁵ No caso em que o número de restrições for menor, o modelo VAR é *subidentificado*, caso contrário, o VAR é *sobreidentificado*.

Como forma explanatória, assumimos $p=1$, considerando um VAR(1) como idêntico à equação (56). Se esse mecanismo de geração de dados começa no tempo $t=1$, obtemos a seguinte especificação:

$$\begin{aligned}
 x_1 &= A_0 + A_1 x_0 + \eta_1 \\
 x_2 &= A_0 + A_1 x_1 + \eta_2 = A_0 + A_1(A_0 + A_1 x_0 + \eta_1) + \eta_2 = (I + A_1)A_0 + A_1^2 x_0 + A_1 \eta_1 + \eta_2 \\
 &\cdot \\
 &\cdot \\
 &\cdot \\
 x_t &= (I + A_1 + \dots + A_1^{n-1})A_0 + A_1^n x_{t-n} + \sum_{i=0}^{n-1} A_1^i \eta_{t-i}
 \end{aligned} \tag{61}$$

Embora algumas vezes se assuma que o processo esteja iniciando em um período específico, é conveniente assumir também que o início se dê em um passado infinito.

Segundo Lütkepohl (1993), se todas as raízes características de A_1 possuem, em módulo, valores menores que 1, a seqüência A_1^i $i=0,1,\dots$ é absolutamente somável, isto é, no infinito, $\sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \eta_{t-i}$, há uma média. Assim:

$$(I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 \xrightarrow{n \rightarrow \infty} (I - A_1)^{-1} A_0 \tag{62}$$

Além disso, A_1^{n+1} converge rapidamente para zero quando $n \rightarrow \infty$, o que possibilita ignorar o termo $A_1^{n+1} x_{t-n-1}$ no limite. Então, se todas as raízes características da matriz A_1 são, em módulo, menores que 1, diz-se que x_t de um processo VAR(1) pode ser bem definido como processo estocásticos, assegurando a *condição de estabilidade* da seguinte forma:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i \eta_{t-i} \tag{63}$$

em que $\mu = (I - A_1)^{-1} A_0$, isto é, a distribuição de x_t é determinada pela distribuição do processo μ_t . A condição de estabilidade requer que as raízes características fiquem fora do círculo unitário. Em outras palavras, o modelo $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + e_t$ exige que a_1 seja menor que a unidade em valor absoluto. Pode-se concluir que as seqüências são

estacionárias, pois apresentam médias e variâncias finitas e constantes. De outro modo, quando α_1 é maior ou igual a unidade, os resultados não serão ajustados, e a análise de regressão é denominada espúria.

Ao observar a estacionariedade e as regressões espúrias, Asteriou (2005) destacou que:

The problem with non-stationary or trended data is that the standard OLS regression procedure can easily lead to incorrect conclusion (spurious regressions). It can be shown that in these cases the norm is to get very high value of R^2 (sometimes even higher than 0.95) and very high values of t-ratios (sometimes even higher than 4) while the variables used in the analysis have no interrelationship (Asteriou, 2005. p.311).

Há diversos testes para verificar a estacionariedade das séries: teste de raízes unitárias de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), Phillips-Perron (PP), entre outros. O Anexo A, seção A2, descreve brevemente o teste ADF como mecanismo para identificar se uma tendência está presente na série, contribuindo para avaliar as raízes unitárias do modelo, e determinar a estabilidade do modelo.

4.4. Número de Defasagens das Variáveis no VAR

Em princípio, é possível construir n equações no VAR com p defasagens de k variáveis do sistema. Contudo, quanto maior o número de variáveis no modelo, menor será o grau de liberdade. No entanto, o exame cuidadoso da teoria econômica ajuda a selecionar o conjunto de variáveis para a inclusão no sistema. ENDERS (1995, p.301) destacou que: ***“the variables to be included in the VAR are selected according to the relevant economic model”***. Portanto, a escolha *ad hoc* das variáveis no modelo podem conter efeitos não realçados pela teoria econômica.

Além da determinação do número de variáveis a serem incluídas no VAR, é fundamental determinar o número de defasagem apropriado. Para preservar a simetria do sistema, e assim utilizar eficazmente o MQO, é comum o uso da mesma defasagem para todas as equações.

Em resumo, Enders (1995) descreve o procedimento para a realização do número de defasagem ótima do sistema:

- 1) Considerando o grau de liberdade e contemplando a série de tempo que captura a dinâmica do sistema, inicia-se a estimação com a duração mais longa (p) para as variáveis;
- 2) Calcula-se o VAR e a matriz de variância e covariância dos resíduos;
- 3) Utilizando as mesmas observações, efetua-se o procedimento (1) e (2) novamente com $p-1$ defasagens para o VAR. Este processo é efetuado até encontrar o nível de defasagem ótima.

Para determinar o nível ótimo de defasagem, utiliza-se dois critérios de informação: Akaike (AIC) e Schwarz (SBC)²⁶. As estatísticas podem ser calculadas da seguinte forma:

$$AIC = T \cdot \text{Log}|\Sigma| + 2 \cdot N$$

$$SBC = T \cdot \text{Log}|\Sigma| + N \cdot \text{Log}(T)$$

Em que Σ é o determinante da matriz de variância e covariância dos resíduos e N é o número total de parâmetros calculados em todas as equações.

Assim, em um modelo VAR(p) de n variáveis com intercepto, tem-se o número de coeficientes estimados dado por $N = n^2 \cdot p + n$ e cada uma das n equações tem $n \cdot p$ regressores defasados e um intercepto.

Para eliminar a autocorrelação nos resíduos, compara-se os modelos utilizando o mesmo período da amostra com defasagem diferente e, pelos critérios de AIC e/ou SBC, seleciona-se aquele que apresentar o menor valor.

4.5 Análise Estrutural

Em decorrência da dificuldade na interpretação dos coeficientes estimados para o modelo VAR, os resultados intuitivos são apresentados por meio da decomposição da variância e da análise da função de resposta- impulso. Ademais, os Vetores Auto-regressivos utilizam testes para a direção de causalidade.

²⁶ Outros critérios – como de informação de Hannan-Quinn e teste de Likelihood – são utilizados para a determinação da defasagem ótima. Porém, o AIC e SBC são suficientes para averiguação no estudo em questão.

Este t3pico apresenta os tr3s objetos de avalia33o do modelo VAR: teste de causalidade de Granger, an3lise da decomposi33o da vari3ncia e a fun33o de impulso-repostas.

4.5.1 Teste de Causalidade de Granger

Causalidade em econometria 3 algo diferente do conceito usual; refere-se mais a habilidade de uma vari3vel prever (e, portanto, causar) outras vari3veis. Suponha que duas vari3veis, dito y_t e x_t , afetam cada outra com defasagem distribu3da. A rela33o entre essas vari3veis podem ser capturadas pelo modelo VAR. Neste caso, 3 poss3vel obter que: (a) y_t causa x_t ; (b) x_t causa y_t ; (c) h3 *feedback* bi-direcional (causalidade entre as vari3veis); e, finalmente, (d) as duas vari3veis s3o independentes. O problema 3 encontrar um procedimento apropriado que permite testar e detectar, estatisticamente, a rela33o de causa e efeito entre as vari3veis.

Granger (1969) desenvolveu um teste que define causalidade como segue: uma vari3vel y_t 3 dita Granger-causar x_t , se x_t pode prever com boa aproxima33o, utilizando valores passados, y_t , mantidos todos os outros termos constantes.

O teste de causalidade de Granger para o caso de duas vari3veis y_t e x_t , envolve como o primeiro passo a estima33o do seguinte modelo VAR:

$$y_t = a_1 + \sum_{i=1}^n \beta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \gamma_j y_{t-j} + e_{1t} \quad (64)$$

$$x_t = a_2 + \sum_{i=1}^n \theta_i x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j y_{t-j} + e_{2t} \quad (65)$$

em que 3 assumido ε_{yt} e ε_{xt} s3o ru3do-branco. Neste modelo podemos ter diferentes casos:

Caso 1. O termo x defasado em (64) pode ser estatisticamente diferente de zero como um grupo, e o termo y defasado em (65) pode n3o ser estatisticamente diferente de zero. Neste caso podemos ter que x_t causa y_t ;

Caso 2. O termo y defasado em (65) pode ser estatisticamente diferente de zero como um grupo, e o termo x defasado em (64) pode não ser estatisticamente diferente de zero. Neste caso podemos ter que y_t causa x_t ;

Caso 3. Ambos os conjuntos de x e y são estatisticamente diferente de zero em (64) e (65). Logo, a causalidade é bi-direcional;

Caso 4 Ambos os conjuntos de x e y são não estatisticamente diferente de zero em (64) e (65), tal que x_t é independente de y_t .

Portanto, o teste de causalidade de Granger envolve os seguintes procedimentos. Primeiro, estima-se um modelo VAR dado pelas equações (64) e (65). Segundo, checar a significância dos coeficientes e aplicar o primeiro teste de exclusão das variáveis no termo defasado de x na equação (64) e de y em (65). Finalmente, de acordo com o resultado do teste de exclusão, podemos concluir a direção de causalidade baseada nos quatro casos mencionados acima²⁷.

4.5.2 Análise de Resposta a Impulso

Como o modelo VAR pode ser representado por uma modelo VMA, desde que seja estacionário e invertível, a representação do VMA pode estabelecer o comportamento das variáveis do sistema atribuível a determinados choques (ou inovações). O modelo de média móvel permite que se quantifiquem os efeitos “surpresas” da economia sobre a dinâmica das variáveis contidas no modelo VAR.

Enquanto a análise de causalidade de Granger envolve todas as variáveis do sistema, a função de resposta a impulso permite que se destaque a resposta em uma variável, dado um impulso em qualquer outra variável do sistema. Assim, pode-se querer investigar a relação entre somente duas das variáveis incorporadas em determinado sistema que contenham mais variáveis. Naturalmente, se existe reação de uma variável dado um impulso em outra, pode-se dizer que existe, também, forte evidência de causalidade.

²⁷ Asteriou (2006, pp.301) descreve cinco procedimentos para analisar a causalidade em apenas uma das equações de regressão do modelo.

Para isolar o efeito de uma variável, supõe-se que, ao longo do tempo, as variáveis estejam em torno da sua média, $x_t = \mu$. Se o sistema é estável, o efeito de um choque em qualquer variável apresenta um deslocamento imediato das variáveis do sistema para além de seu valor médio (assume-se que a média de todas as variáveis seja igual a zero). Na presente pesquisa, não se interessou na magnitude dos parâmetros do sistema, mas na variação em torno da média. Por isso foi utilizada uma medida de desvio-padrão como forma de homogeneização dos efeitos.

Conforme demonstrado no Anexo A.2, o modelo VAR pode ser transformado em processo de média móvel. Assim, a representação de um VAR pode ser expressa em termos do vetor resíduo. Sims (1980) ressalta a importância dessa metodologia por permitir que se quantifiquem os efeitos de vários tipos de choques puros, (ε_{yt} e ε_{zt}), sobre a dinâmica das variáveis contidas no sistema. Isto é, permite que as inter-relações das variáveis macroeconômicas sejam analisadas a partir de choques inesperados.

A resposta de uma variável a um choque unitário é, algumas vezes, descrita graficamente de forma a mostrar a inter-relação dinâmica do sistema. Se as variáveis deste sistema têm diferentes escalas, é útil representar os choques em uma medida comum, isto é, em desvio-padrão para cada surpresa ocorrida no sistema – sendo aqui representada no eixo vertical.

Quando a resposta a impulso é zero (se uma das variáveis não causa outra no sentido de Granger), isso quer dizer que uma “surpresa” em uma variável não tem efeito sobre as outras variáveis do sistema. Por isso, é importante, primeiramente, verificar se uma variável tem impacto em outra pela simples observação de causalidade de Granger.

Uma das hipóteses neste tipo de análise (de resposta a impulso) é que os choques ocorrem somente em uma variável no tempo. Tal hipótese pode ser razoável se os choques em diferentes variáveis são independentes. Caso contrário, pode-se discutir que o termo erro consiste de todas as influências e variáveis que não são diretamente incluídas no conjunto do sistema. Assim, forças que afetam todas as variáveis pode ser força que afeta somente uma delas. No entanto, a correlação dos

termos erros pode indicar que um choque em uma variável é provavelmente acompanhado de outro em qualquer outra variável. Neste caso, fixando todos os resíduos em zero, pode-se obter importante informação da relação dinâmica entre as variáveis.

Uma das principais conclusões desse tipo de análise de resposta a impulso é que a ordem das variáveis não pode ser determinada com método puramente estatístico, mas depende da especificação teórica explícita. O uso de fatoração de Choleski determina que a primeira variável sofra impacto imediato de todas as outras variáveis. A segunda variável pode ter impacto sobre a última variável, mas não sobre a primeira, e assim sucessivamente. Neste caso, a escolha incorreta da ordem de entrada pode determinar a resposta a impulso, mas ter sua interpretação indesejada.

4.5.3 Análise da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão

A representação de médias móveis com modelos ruídos brancos oferece outra possibilidade para interpretar um modelo VAR(p), além das respostas a impulso e da causalidade de Granger. O erro de previsão de um componente consiste de inovações de todos os outros componentes do sistema. A real importância a ser atribuída a um padrão de resposta depende do seu poder de explicação da variância de previsão. Naturalmente, alguns choques podem ser zero, de maneira que as inovações de alguns componentes podem não aparecer. Este tipo de análise é, em algumas vezes, denominada de “contabilidade das inovações”.

A decomposição da variância do erro de previsão indica a proporção do movimento na sequência de uma variável, devido ao seu próprio choque puro *versus* os choques puros de outras variáveis que compõem o modelo VAR. Se, por exemplo, o choque ε_{zt} não explica a variância de y_t em todo horizonte de previsão, então a sequência desta variável é exógena. Caso contrário, a variável é endógena. Na prática, a variância do erro de previsão de uma variável é total ou quase totalmente explicada por seus próprios choques no curto prazo. Porém, no longo prazo os seus choques explicam pouco a sua variância do erro de previsão.

Em geral, quando a previsão de n -períodos à frente, a participação dos choques puros sobre a variância dos erros de previsão das variáveis que compõem o VAR deve convergir. Enfim, a contabilidade das inovações e a análise de resposta a impulso dentro da estrutura VAR têm sido avaliadas em conjunto e amplamente discutidas por Sims (1980) e Bernanke (1986) em relação a outros instrumentos alternativos para análise de modelos macroeconômicos. As principais críticas dos modelos macroeconômicos são, muitas vezes, baseadas na falta de teoria econômica. Porém, Sims (1986) deixou claro que se as teorias não estão disponíveis para especificar algumas relações necessariamente integrantes do modelo, os instrumentos estatísticos devem ser suficientemente aplicados na avaliação do processo de geração de dados.

Dessa forma, alguns instrumentos estatísticos são, portanto, utilizados para determinar possíveis restrições, e os modelos VAR representam uma classe de modelos que podem ser usados nessa abordagem. Naturalmente, para interpretar esses modelos, uma hipótese restritiva é considerada: a ordenação das variáveis é essencial para interpretação dos resultados apresentados pela abordagem clássica dos modelos recursivos. Bernanke (1986) sugere a necessidade de buscar uma relação causal para a ordenação das variáveis por meio da teoria econômica.

Apresentado a metodologia dos Vetores Auto-regressivos e a estrutura na análise dos resultados, inicia-se, no capítulo 4, a interpretação dos dados de acordo com o modelo de Blanchard (2004) apresentado anteriormente.

Capítulo 5 – ESTRATÉGIA EMPÍRICA E ANÁLISE DOS RESULTADOS

5.1 Estratégia Empírica: obtenção e tratamento dos dados

Na medida em que captura a dinâmica intertemporal, o uso dos modelos de Vetores Auto-regressivos tem sido conveniente para efetuar análise estrutural das variáveis que se inter-relacionam no sistema econômico. O modelo VAR tem a peculiaridade de permitir que sua estrutura dinâmica seja especificada *à posteriori*, ao invés de se fazer uma especificação com base teórica ou intuitiva.

Conforme Asteriou (2006), o modelo VAR apresenta as seguintes características: é consideravelmente simples, já que cada equação pode ser estimada separadamente pelo método Mínimo Quadrado Ordinário (MQO); não é necessário se preocupar quais variáveis são endógenas e quais são exógenas; e previsões obtidas com o modelo VAR são, na maioria dos casos, melhores que aquelas obtidas com modelos de equações simultâneas mais complexos.

A estratégia empírica inicial é estabelecer os dados das variáveis obtidas no modelo teórico apresentado anteriormente e tratá-los para adequação econométrica. Neste sentido, os dados são obtidos da seguinte forma:

- IPCA (IBGE) – índice de inflação;
- SELIC – taxa de juros utilizada pelo Banco Central como mecanismo de transmissão da política monetária;
- CAMBIO – taxa de câmbio nominal média para venda;
- DLSP – dívida líquida do setor público consolidada como porcentagem do PIB;
- RISCO – risco-país;
- PIB – produto interno bruto nominal US\$;

Todas as variáveis foram obtidas e estão disponíveis no sítio do Banco Central do Brasil na internet, exceto a variável RISCO que foi obtida a partir dos dados do *EMBI Spread (Emergent Market Bond Index)* do grupo *J. P. Morgan*.

Antes de apresentar o modelo econométrico propriamente dito e os resultados obtidos na regressão, é importante salientar que se está trabalhando com séries de

tempo – valores gerados e ordenados sequencialmente no tempo. Com o desenvolvimento do ramo denominado de Econometria de Séries Temporais, surgiram instrumentos específicos para testar as séries de dados. Neste contexto, um aspecto importante refere-se à delimitação do período temporal de análise. Para fins dos testes econométricos desenvolvidos a seguir, delimitou-se a periodicidade mensal das séries de janeiro de 1999 à janeiro de 2007.

É notório que o ideal para estudos econométricos é dispor de uma série mais longa, pelo alcance mais amplo da amostragem. Entretanto, como o período anterior foi caracterizado por regime de câmbio administrado e com sua liberalização houve variação acentuada. Adotou-se cautela para a escolha do período visto que poderia ocasionar quebras estruturais, desvirtuando os resultados quanto à estacionariedade das séries. De outra parte, o regime de metas de inflação tem início em meados de 1999, o que permite adotar uma série próxima a esta data.

Em acréscimo a essa informação, é indispensável praticar alguns ajustes nas séries de dados antes de desenvolver os exercícios econométricos. Esses ajustes nas séries de dados permitem averiguar o comportamento das séries isoladamente da influência de padrões específicos que poderiam interferir no estudo e gerar problemas de regressões espúrias entre as variáveis analisadas (GREENE, 2003). Portanto, um primeiro passo no tratamento das séries temporais consiste na “dessazonalização” dos dados²⁸.

Efetivado o ajuste sazonal, as séries são transformadas, monotonicamente, em logaritmos, suavizando as variações dos dados, o que produz coeficientes de ajustes das regressões mais homogêneos, dado que se reduz a variação absoluta dos dados para um intervalo menor – o da própria função logarítmica correspondente aos dados iniciais²⁹.

²⁸ Séries temporais mensais frequentemente exibem movimentos cíclicos recorrentes em períodos menores de um ano. O ajustamento sazonal, ou dessazonalização, refere-se justamente a esse processo de remoção dos movimentos sazonais cíclicos presentes nas séries. O ajuste sazonal empregado nas séries foi aquele pertencente ao pacote estatístico Eviews 6. Método da diferença da média móvel aditiva.

²⁹ STOCK e WATSON (2004) salientam que as séries temporais econômicas frequentemente são analisadas após o cálculo de seus logaritmos ou das variações em seus logaritmos (permitindo interpretar

Delimitada as transformações iniciais impostas nas séries de dados que serão utilizados no modelo econométrico, parte-se para a análise de estacionariedade das séries. O procedimento adotado, inicialmente, nesses casos é identificar a presença de não-estacionariedade para, depois, introduzir soluções específicas. A primeira etapa é feita através da realização de testes de raiz unitária, conforme o procedimento de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Ademais, é importante observar a autocorrelação dos resíduos da regressão estimada para ter certeza de que está correta a escolha do modelo utilizado para verificar a presença de raiz unitária.

Os testes de estacionariedades foram feitos por meio do programa estatístico Eviews 6, que gera os valores críticos para rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária. Os resultados dos testes estão resumidos na Tabela 1. A quantidade de defasagem escolhida para caracterização de cada série está indicada na segundo coluna. Este valor teve como critério de escolha a estatística de Schwarz (SBC). Não se detectou autocorrelação nos resíduos dos modelos adotados para testar a presença de raiz unitária.

Podemos observar que apenas as variáveis SELICSA e LNIPCASA são estacionárias em níveis (respectivamente ao nível de significância de 1% e 5%). Para a variável SELICSA a estacionariedade está presente na equação com tendência e intercepto, ao passo que para LNIPCASA não apresenta tendência e intercepto. As demais variáveis são não-estacionárias em níveis e necessitam ser diferenciadas em primeira ordem. Realizando a primeira diferença, observamos que todas as variáveis se tornam estacionárias, isto permite concluir que as variáveis LNCAMBIOSA, LNDLSPSA, LNRISCOSA e LNPIBSA possuem, no mínimo, uma raiz unitária. Em resumo, todas as variáveis são estacionárias em primeira diferença e não apresentam os termos constantes e tendências temporais.

em termos percentuais). Porém, as séries de taxas de juros (aqui adotada a SELIC) ficam expressas diretamente em seus valores percentuais e não são objetos de transformação.

TABELA 2 – TESTE DE RAIZ UNITÁRIA – ADF (1999/01 a 2007/01)

VARIÁVEL	DEFA- SAGEM	CONS- TANTE	TEM- DÊNCIA	ADF	DW	VALOR CRÍTICO		t-Prob
						(5%)	(1%)	
SELICSA*	3	sim	sim	-4,25218	2,07795	-3,45885	-4,05973	0,0056 0
LNIPCASA*	0	não	não	-2,15428	1,79164	-1,94428	-2,58979	0,0307 0
LNCAMBIOSA*	1	sim	sim	-0,73163	1,77944	-3,45781	-4,05752	0,9674 0
LNDLSPSA*	1	sim	sim	-0,89688	1,80711	-3,45781	-4,05752	0,9515 0
LNLRISCOSA*	1	sim	sim	-2,05861	2,05352	-3,45781	-4,05753	0,5617 0
LNPIBSA*	0	sim	sim	-0,66087	2,37679	-3,45730	-4,05646	0,9727 0
DSELICSA**	2	não	não	-5,20327	2,04353	-1,94432	-2,59006	0,0000 0
DLNIPCASA**	0	não	não	-9,50428	1,75027	-1,94436	-2,59034	0,0000 0
DLNLCAMBIOSA*	0	não	não	-9,19825	1,79654	-1,94425	-2,58953	0,0000 0
DLNDLSPSA**	0	não	não	-13,2058	1,81143	-1,94424	-2,58953	0,0000 0
DLNLRISCOSA**	0	não	não	-6,26842	2,02226	-1,94425	-2,58953	0,0000 0
DLNPIBSA**	0	não	não	-10,7537	1,97540	-1,94425	-2,58953	0,0000 0

FONTE: Elaborado pelo autor através dos dados obtidos no software Eviews 6;

(*) Variáveis dessazonalizadas (sufixo SA);

(**) Variáveis em primeira diferença.

Em termos de raiz unitária, podemos observar que as séries analisadas representam o caso (c) do Anexo A2 (Teste de Dickey-Fuller Aumentado para Raiz Unitária), ou seja, as sucessões não estacionárias do modelo são integradas na mesma ordem, podendo gerar regressão espúria. Os resultados das regressões espúrias são sem sentido econométrico, pois os erros são permanentes. Neste caso, a literatura recomenda calcular a primeira diferença para deixar as sucessões estacionárias e, posteriormente, efetuar o VAR. Consequentemente os resultados assintóticos habituais podem ser aplicados.

Outro passo importante no tratamento das séries encontra-se na identificação de possíveis quebras estruturais nos dados³⁰. Como pode ser visualizado nas Figuras

³⁰ Segundo Hamilton (1994), quebras estruturais geralmente desvirtuam o comportamento das séries estacionárias I(0), afastando a confiabilidade do teste de raiz unitária ADF, estabelecendo fragilidade para a regressão e a análise estrutural.

3, 5 e 6 (expostas na parte 3 do estudo), a taxa de câmbio, inflação e risco, verificou uma possível quebra estrutural em meados de 2002, o que deve ser considerado na análise econométrica.

Assim, verificou-se a necessidade de adicionar variável *dummy* ao modelo. Formalmente, utiliza-se o teste de estabilidade de Chow para a confirmação da significância da quebra³¹. Os testes das variáveis LNCAMBIOA, SELICSA e LNRISCOSA em nível e primeira diferença estão relacionados na Tabela 2.

Podemos verificar que as variáveis testadas não possuem quebras estruturais nas séries – nem quando em nível, nem quando em primeira diferença. Isto é observado pelo baixo valor da estatística *F*. Portanto, todas as variáveis estão prontas para iniciar o processo de regressão e serem analisadas conforme o modelo teórico.

Definidas as séries, após as observâncias e tratamentos necessários dos dados, parte-se para o modelo econométrico de Vetores Auto-regressivos. Inicialmente, será efetuado um sistema de equações simétricas com variáveis endógenas. Desta forma, o sistema de equações simultâneas que compõem o modelo VAR será:

$$\begin{aligned}
 IPCA_t &= a_{10} + a_{11}IPCA_{t-k} + a_{12}CAMBIO_{t-i} + a_{13}SELIC_{t-i} + a_{14}DLSP_{t-i} + a_{15}RISCO_{t-i} + a_{16}PIB_{t-i} + \varepsilon_{ipcat} \\
 CAMBIO_t &= a_{20} + a_{21}IPCA_{t-i} + a_{22}CAMBIO_{t-k} + a_{23}SELIC_{t-i} + a_{24}DLSP_{t-i} + a_{25}RISCO_{t-i} + a_{26}PIB_{t-i} + \varepsilon_{cambiot} \\
 SELIC_t &= a_{30} + a_{31}IPCA_{t-i} + a_{32}CAMBIO_{t-i} + a_{33}SELICSA_{t-k} + a_{34}DLSP_{t-i} + a_{35}RISCO_{t-i} + a_{36}PIB_{t-i} + \varepsilon_{selict} \\
 DLSP_t &= a_{40} + a_{41}IPCA_{t-i} + a_{42}CAMBIO_{t-i} + a_{43}SELIC_{t-i} + a_{44}DLSP_{t-k} + a_{45}RISCO_{t-i} + a_{46}PIB_{t-k} + \varepsilon_{dlspit} \\
 RISCO_t &= a_{50} + a_{51}IPCA_{t-i} + a_{52}CAMBIO_{t-i} + a_{53}SELIC_{t-i} + a_{54}DLSP_{t-i} + a_{55}RISCO_{t-k} + a_{56}PIB_{t-k} + \varepsilon_{riscot} \\
 PIB_t &= a_{60} + a_{61}IPCA_{t-i} + a_{62}CAMBIO_{t-i} + a_{63}SELIC_{t-i} + a_{64}DLSP_{t-i} + a_{65}RISCO_{t-i} + a_{66}PIB_{t-k} + \varepsilon_{piibt}
 \end{aligned}$$

Uma questão importante dessa abordagem de estimação consiste em saber qual o número de defasagem que se estabelece no modelo. Além disso, a metodologia VAR prevê o mesmo número de defasagem para todas as variáveis incluídas no

³¹ A idéia do teste de quebra estrutural de Chow é ajustar a equação separadamente para cada sub-exemplo e verificar se há diferença significativa nas equações estimadas. Uma diferença significativa indica uma mudança estrutural na relação. O teste consiste em separar os dados em dois, ou mais, exemplos da mesma amostra. Cada sub-exemplo deverá conter mais observações que o número de coeficientes, tal que as equações possam ser estimadas. O teste de Chow compara a soma dos quadrados residuais obtidos da equação original (amostra não separada) com a soma dos quadrados dos resíduos das sub-amostras, a estatística *F* é o parâmetro para o teste. A hipótese nula é de não existência de quebra estrutural e a alternativa é a de existência de quebra.

sistema. Conforme visto no capítulo anterior, se o número de regressores for idêntico, as estimativas por MQO serão consistentes e assintoticamente eficientes.

Para a seleção do número de defasagem no interior do modelo VAR, tomou-se como indicativo para a seleção os critérios de informação de Schwarz (SBC) e Akaike (AIK). Utilizaram-se, primeiramente, cinco defasagens, as quais foram sendo gradativamente reduzidas até uma defasagem.

TABELA 3 – TESTE DE QUEBRA ESTRUTURAL (*Chow's Breakpoint Test*)

Teste de Chow com ponto de quebra em nov/2002 - LNCAMBIOSA			
Estatística-F	1,09437	p-valor	0,2894
Log. Razão de prob.	1,95188	p-valor	0,2651
Teste de Chow com ponto de quebra em out/2002 - LNIPCASA			
Estatística-F	1,00392	p-valor	0,3951
Log. Razão de prob.	3,15995	p-valor	0,3715
Teste de Chow com ponto de quebra em out/2002 - LNRISCOSA			
Estatística-F	1,13767	p-valor	0,2317
Log. Razão de prob.	2,69241	p-valor	0,2096
Teste de Chow com ponto de quebra em nov/2002 - DLNCAMBIOSA			
Estatística-F	1,96723	p-valor	0,1928
Log. Razão de prob.	3,99571	p-valor	0,1624
Teste de Chow com ponto de quebra em out/2002 - DLNIPCASA			
Estatística-F	0,59298	p-valor	0,6212
Log. Razão de prob.	1,88128	p-valor	0,5974
Teste de Chow com ponto de quebra em out/2002 - DLNRISCOSA			
Estatística-F	1,63004	p-valor	0,1881
Log. Razão de prob.	5,08358	p-valor	0,1657

FONTE: Elaborado pelo autor a partir dos dados obtidos no software Eviews 6.

Obs.: a hipótese nula (H_0) é de não existência de quebras estruturais.

A Tabela 3 apresenta a defasagem ótima para a seleção do modelo. De acordo com os critérios para avaliação, verifica-se que a melhor defasagem é um para os critérios de SBC e AIK. O teste LM de autocorrelação constatou a não rejeição da hipótese de não autocorrelação para uma defasagem³². Portanto, a memória auto-

³² O resultado do teste LM de autocorrelação é 34,73210 (*prob.* 0,1701) para uma defasagem.

regressiva do modelo possui o período de um *lag*. Dessa forma, as variáveis do lado direito do sistema de equações serão defasadas em um período.

TABELA 4 – TESTE DE SELEÇÃO DA DEFASAGEM DO MODELO VAR

DISCRIMINAÇÃO	SBC	AIK
5 Defasagens	-9,60585	-14,98837
4 Defasagens	-10,90520	-15,24594
3 Defasagens	-12,17939	-15,47833
2 Defasagens	-13,17547	-15,43265
1 Defasagem	-14,38563	-15,60104

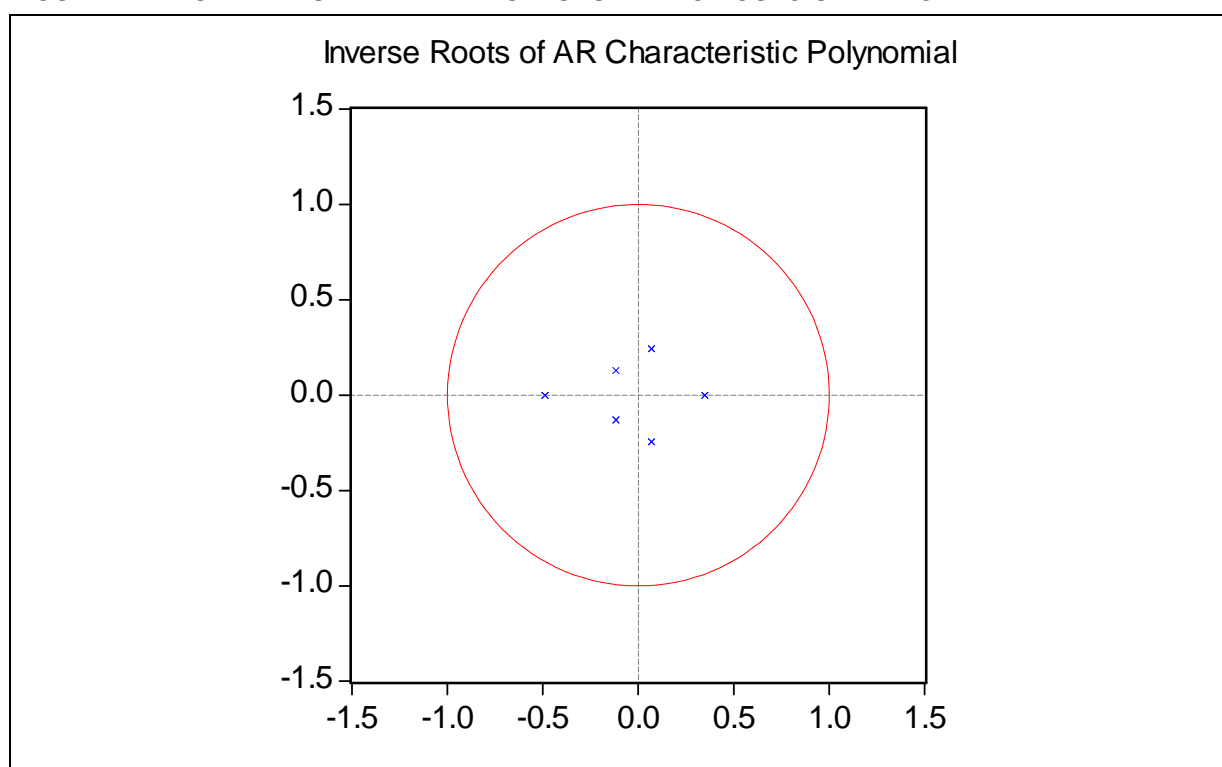
Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos dados obtidos do software Eviews 6.

Definido o número de defasagem do modelo, parte-se para a avaliação da estabilidade do VAR estimado, determinando a adequação da estrutura de defasagem. Conforme descrito no capítulo anterior, a estabilidade do modelo permite a consistência da análise dos resultados visto que elimina o problema de regressões espúrias.

A idéia básica exposta é que as raízes inversas do polinômio de Auto-regressão (AR) característico se localizem dentro do círculo unitário. Ou seja, o VAR estimado é estável se todas as raízes possuem valores, em módulo, menores que um – plotadas, portanto, dentro do círculo unitário. No caso de instabilidade do modelo, alguns resultados, como os erros padrões da função impulso-resposta, não seriam válidos. A Figura 2 apresenta a condição de estabilidade do modelo VAR estimado. Observa-se que não há raiz fora do círculo unitário. Portanto, o VAR estimado satisfaz a condição de estabilidade.

Antes de iniciar a análise estrutural é importante determinar, *a priori*, a ordenação das variáveis do sistema, pois as inferências obtidas pelas funções impulso-resposta e decomposição da variância são muito sensíveis ao enquadramento. Diante disso, o presente trabalho valeu-se do **Teste de Causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Test** para definir um ordenamento estatisticamente consistente. O teste calcula a significância conjunta de cada variável endógena defasada para cada equação do VAR. Adicionalmente, o teste fornece ainda a significância conjunta de todas as variáveis endógenas defasadas da equação. Os resultados são apresentados na Tabela B1 do Anexo B.

FIGURA 2 – TESTE DE ESTABILIDADE ESTRUTURAL – CÍRCULO UNITÁRIO



Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos no software Eviews 6.

A partir da estatística Qui-Quadrado, ordenam-se as variáveis das mais exógenas (menores valores da estatística) para as mais endógenas. De acordo com este procedimento, tem-se a seguinte ordenação: DLNPIBSA, DLNRISCOSA, DLNIPCASA, DSELICSA, DLNCAMBIOSA e DLNDLSPSA. Ou seja, o produto não responde contemporaneamente às inovações nas demais variáveis, já que o PIB é, segundo a ordenação adotada, a variável mais exógena do modelo. Por outro lado, a dívida líquida do setor público é afetada contemporaneamente pelas demais variáveis. Assim, a inovação em qualquer das variáveis afetam DLNDLSPSA no mesmo período em que ocorrem os choques. Isto deve ao fato da composição da dívida conter os demais elementos (atrelada às demais variáveis), conforme Camuri (2005).

Importante destacar ainda que diante de tal ordenação, o risco não responde imediatamente às inovações nos juros e na dívida, visto que os agentes econômicos obtêm as informações sobre estas variáveis e, posteriormente, atuam no mercado refletindo no risco (MEGALE, 2005). Nota-se que o Banco Central age rapidamente com

a política monetária – aumentando/diminuindo a taxa de juros – quando há variação na inflação. Observa-se também que a taxa de câmbio, assim como a dívida, responde instantaneamente a alterações nas demais variáveis. Isto é concebível na medida em que o câmbio, no regime de metas de inflação, é flexível e possui mobilidade de capitais. Este resultado está em conformidade com o encontrado por Laan (2007).

Assim sendo, parte-se para a análise dos resultados e a interpretação das estatísticas do VAR. Conforme visto no capítulo anterior, esta etapa é elaborada basicamente através do teste de causalidade de Granger, da função impulso-resposta e da análise da decomposição da variância, ferramentas essenciais para analisar a dinâmica das variáveis.

5.2 Análise Estrutural

5.2.1 Teste de Causalidade de Granger

O teste de Causalidade de Granger examina se os valores defasados de uma determinada variável y precedem outra variável x qualquer. Preliminarmente, procedeu-se ao exame prévio para verificar se as variáveis sob análise são co-integrantes, conforme indicado por Johansen (1995). Basicamente, este procedimento definirá a formulação específica do teste de Granger: se há co-integração entre as variáveis, adiciona-se um termo de correção de erro ao modelo convencional do teste. No presente caso, os resultados apontam para a não existência de co-integração das séries, possibilitando a aplicação do teste de Granger convencional (O teste está apresentado na Tabela B2 do Anexo B)³³. Os resultados do teste de Granger estão resumidos na Tabela B3.

Basicamente, com um nível de significância de 5%, pode-se afirmar que:

- O PIB não precede as variações nas demais variáveis, ou seja, não ajudam a explicar e nem é explicada pelas outras variáveis. Isto é caracterizado pelo fato de que o produto da economia não variou consistentemente ao longo do período.

³³ As séries temporais são co-integradas quando há relação de longo prazo entre elas. A idéia básica é que se há séries de tempo que são integradas de mesma ordem e são relacionadas teoricamente, há uma combinação que é não-estacionária (Asteriou, 2006).

- A taxa de juros precede a dívida pública líquida; não surpreendentemente, parte dos títulos públicos da dívida mobiliária interna está atrelada à taxa SELIC. Não obstante, a relação destacada no teste de causalidade demonstra que a taxa de juros utilizada como mecanismo de transmissão da política monetária no regime de metas inflacionárias, influencia a dívida líquida do setor público consolidada;
- A DLSP causa, no sentido de Granger, o RISCO. Isto é verificado no modelo desenvolvido por Blanchard (2004) e objeto de encontro deste trabalho. Outros estudos como de Gomes e Holland (2003) e Favero e Giavazzi (2004), destacam a relação entre probabilidade de default e nível da dívida, porém, em tais estudos não há abordagem da variável risco como *proxy* para a probabilidade de default da dívida, mas indicam a significância do nível da dívida para a formação do risco;
- A variável RISCO precede os valores do CÂMBIO. Este resultado é favorável à hipótese sustentada no presente trabalho. Visto que o aumento no risco-país, eleva a probabilidade de default da dívida e, conseqüentemente, a desconfiança na condição do governo em honrar suas obrigações. Dessa forma, os investidores que possuem títulos internos (atrelados à taxa de juros ou ao câmbio) retomarão os investimentos, alocando-os em ambientes “sustentáveis”. Dada a condição *sine qua non* de câmbio flexível para o regime de metas de inflação, a “fuga” dos recursos investidos internamente causa desvalorização da taxa de câmbio;
- O CÂMBIO tem influência sobre o IPCA. Isto é denotado pelo efeito *pass-through* da taxa de câmbio para a inflação destacado por Carneiro et al (2002) e Oreiro et al (2005). Para estes autores o efeito da transmissão das variações do câmbio nominal sobre a inflação é mais significativo sobre os preços administrados, ou seja, em ambientes em que se adota algum tipo de regime de estabilidade dos preços. Na mesma linha, porém com estudos mais amplos com dados em painéis, Goldfajn e Werlang (2000) avaliaram para um conjunto

de países o efeito completo da depreciação da taxa de câmbio sobre a inflação, concluindo que o coeficiente *pass-through* aumenta com o horizonte de tempo.

Em resumo, as relações de causalidades (no sentido de Granger) obtidas corroboram com a hipótese adotada neste trabalho de que a condução da política monetária no regime de metas de inflação pode resultar em efeitos perversos. Um aumento da taxa de juros conduz, indiretamente, a elevação da inflação por meio da confiança dos investidores sobre o nível da dívida e a capacidade do governo em honrar seus compromissos, conduzindo a depreciação cambial e, conseqüentemente, ascensão da inflação.

Embora o teste de causalidade permita algumas conclusões, faz-se necessário a análise da interação dinâmica das variáveis. O próximo passo é analisar o efeito dos choques de uma variável sobre as demais.

5.2.2 Decomposição da Variância

A análise de decomposição da variância informa a proporção dos movimentos de uma variável que é devida aos próprios choques e aos choques das outras variáveis no VAR e relata a importância relativa de cada inovação para os componentes do sistema. Assim, a decomposição da variância permite ter uma idéia da importância de certos choques para a previsão das variações nas variáveis de interesse. Os resultados encontrados estão na Tabela B4 (Anexo B).

Esta análise mostra que as alterações em DLNPIBSA dependem mais das mudanças no próprio comportamento passado do PIB que nas mudanças em outras variáveis. Este resultado deve-se ao fato de que o produto não variou significativamente ao longo do período.

Por outro lado, DLNRISCOSA é determinado pela dívida em até 7% ao longo de dez períodos. Este resultado é significativo quando se trata de formação de expectativas para os agentes econômicos. Ao analisar a variável risco-país como função da probabilidade de default, Vieira e Holland (2003) observaram que o risco aumenta exponencialmente com a dívida pública federal quando a taxa de juros atinge o nível crítico de probabilidade de default.

Os resultados mostram, ainda, os determinantes da inflação. Para esta variável, observa-se que a taxa de juros determina em 4% a variação dos erros de previsão em dez períodos. Isto revela a operacionalização da política monetária no regime de metas inflacionárias. Não menos importante, constata-se o efeito *pass-through* do câmbio nominal sobre a inflação: o câmbio influencia DLNIPCASA em, aproximadamente, 5%. Este resultado sustenta a causalidade obtida anteriormente.

Da mesma forma, a análise revela que DSELICSA é influenciada pela inflação em até 4%, e pelo câmbio em 9%, aproximadamente. O primeiro resultado pode ser explicado pela função de reação do Banco Central em determinar a taxa de juros quando há variação da inflação. Para o segundo resultado, Serrano (2006) constata que o Banco Central administra a taxa de juros para valorizar o câmbio (e, as vezes, para evitar a desvalorização) e levar a inflação para próximo da meta.

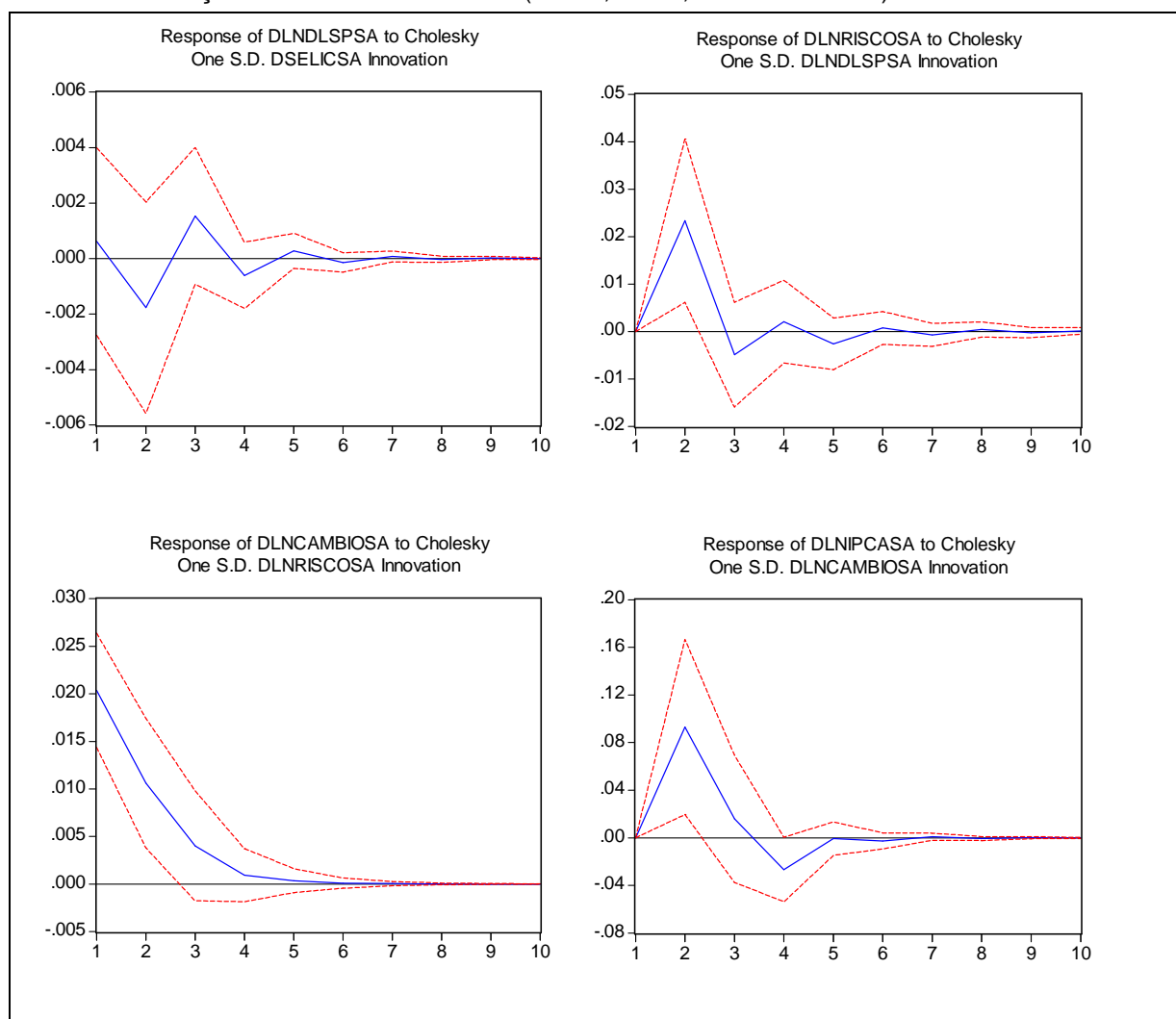
Outro resultado significativo é a relação do câmbio com o risco-país. Com uma defasagem de até 5 períodos, 17% da variação em DLNCAMBIOSA ocorre devido à variação do risco. No mesmo sentido, observa-se que a dívida é amplamente influenciada pelas demais variáveis (exceto o produto). Com uma defasagem de dez períodos, DLNDLSPSA é determinada em 7% pelo risco-país, 3% pela inflação, 4% pela SELIC e 17% pela variação do câmbio.

Os fatos destacados na análise de decomposição da variância podem ser ainda mais esclarecidos com o estudo das funções de resposta a impulso das variáveis do modelo.

5.2.3 Função Impulso-Resposta

As funções impulso-resposta traçam o efeito de um choque no tempo t dos termos de erros de uma variável particular sobre os valores correntes e futuros das variáveis pertencentes ao VAR. No caso específico, a finalidade da estimação das funções de resposta aos impulsos consiste em averiguar de que forma o comportamento das variáveis correspondentes do modelo responde a choques nos termos de erros. Os resultados obtidos estão na Figura 3.

FIGURA 3 - FUNÇÃO IMPULSO-RESPOSTA (SELIC, DLSP, RISCO CAMBIO)



Fonte: elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos no software Eviews 6.

Com relação à dívida líquida, observa-se que um choque na SELIC gera efeitos oscilatórios na DLSP sem uma tendência mais acentuada ou predominante em uma ou outra direção. Resultados mais significativos e determinantes são obtidos nas demais relações expostas. Considerando a resposta do risco, constata-se uma relação positiva entre esta variável e a dívida, ou seja, um choque em DLNDLSPSA eleva em até 2%, em dois períodos, o risco-país. Após isto, o efeito é reduzido e oscilatório até se dissipar no oitavo período.

Quanto à taxa de câmbio, observa-se a relação positiva entre DLNCAMBIOSA e DLNRISCOSA. Esta relação é decrescente até o sétimo período. No mesmo sentido é

a relação entre os choques no câmbio sobre a inflação: até o segundo período há uma resposta positiva, atingindo o pico em 8%, dissipando o choque no sétimo período.

A análise estrutural obtida a partir do modelo VAR, revela que o regime de metas de inflação, embora com resultados significativos no controle dos preços, é passível de efeitos perversos existente nas interações das variáveis chaves para o controle inflacionário. Dessa forma, a pesquisa empírica conclui que a política monetária adotada no Brasil a partir de 1999 segue uma dinâmica de enfraquecimento da regra de determinação da taxa de juros pelo volume e perfil da dívida pública. Ou seja, pode-se observar muito facilmente que a reação do Banco Central às oscilações inesperadas da inflação e do produto passa a ficar fortemente condicionadas às alterações na relação dívida/PIB.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

Buscou-se aqui avaliar o processo de estabilização da economia brasileira a partir de 1999, considerando o regime de metas de inflação num ambiente de câmbio flexível. A síntese teórica apresentada no capítulo 1 mostra que, ao estabelecer uma meta para a taxa de inflação, a autoridade monetária determina, através de uma regra, a taxa de juros. Dessa forma, a política monetária sinaliza a busca pela estabilidade dos preços e tenta convergir às expectativas de inflação à meta previamente estabelecida.

Entretanto, a relação teórica apresentada no capítulo 2 denota a importância da coordenação da política monetária e fiscal para condução da política econômica no sentido de atingir os objetivos determinados, visto que a atuação da autoridade monetária reflete nas variáveis fiscais. O destaque está na relação entre a taxa de juros e a dívida pública. O aumento daquela para conduzir a inflação à meta estabelecida é limitado pela capacidade de endividamento público. Dada a composição da dívida em títulos atrelados à taxa de juros e ao câmbio, o efeito do endividamento é ampliado para a economia em geral, elevando a probabilidade de default e, conseqüentemente, o risco. Isto pode significar em efeitos não esperados para a inflação.

Sobrepondo a análise obtida no capítulo 3, nota-se que as variáveis possuíram, ao longo do período em análise no trabalho, uma relação próxima. Os resultados apresentados no capítulo 5 vão ao encontro da literatura expressa na seção 2, em que a elevação da taxa de juros causa aumento da dívida pública, com efeitos seqüenciais sobre o risco dos agentes, a desvalorização cambial e o aumento da inflação.

Isto posto, argumentamos a necessidade de o Brasil adotar uma abordagem de política econômica cautelosa e pragmática no trato dos temas de integração entre as políticas monetária e fiscal. Sobretudo quando se busca a estabilidade dos preços através do regime de metas de inflação com condição *sine qua non* de câmbio flutuante.

BIBLIOGRAFIA

AMARAL, R. Q. A condução do regime de metas de inflação no Brasil: possíveis fontes de perdas da eficácia da política monetária. **Departamento de Economia, Universidade Federal do Paraná**, Curitiba, 2007. (Dissertação de Mestrado em Desenvolvimento Econômico).

ASTERIOU, D. *Applied econometrics: a modern approach using eviews and microfit*. Palgrave Macmillan, 2005.

BANCO CENTRAL DO BRASIL, banco de dados. Disponível em <<https://www3.bcb.gov.br/sqspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>>. Acesso em 05 maio 2008.

BERNANKE, B. *Alternative explanations of money-income correlation*, **National Bureau of Economic Reseach**, Cambridge, 1986 (46). (*Working Paper* n. 1842).

BERNANKE, B.; LAUBACH, T.; MISHKIN, F. e POSEN, A. *Inflation Targeting*, **Princeton University Press**, Princeton: NJ, 1999.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, D. N. Risco-país, fluxo de capitais e determinantes da taxa de juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **ANPEC**, n.9, 2008.

BLANCHARD, O. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. **National Bureau of Economic Research, Cambridge**, mar. 2004 (*Woking Paper*).

BOGDANSKI, J.; TOMBINI, A. A.; WERLANG, S. R. *Implementing inflation targeting in Brazil*. **Banco Central do Brasil**, Brasília, n.1, jul.2000. (*Working Paper*).

BOX, G.; JENKINS, G.; REINSEL, G. *Time series analysis forecasting and control*. 3ed, New Jersey: Practice Hall, 1994.

CAMURI, P. A. **Dívida pública, política fiscal e restrição externa no Brasil: 1994-2004**. Belo Horizonte: CEDEPLAR, 2005.

CARNEIRO, D. D.; WU, Y. H. Instabilidade e incerteza: curva IS com dados de longo prazo. **Economia**, Niterói (RJ), v.4, n.2, p. 261-281, jul/dez 2003.

CARNEIRO, D. D.; MONTEIRO, A. M.; WU, T. Mecanismos não-lineares de repasse cambial para o IPCA. **IEPE/RJ**. Rio de Janeiro, 2002. (texto para discussão).

CUDDINGTON, J. T. *Analyzing the sustainability of fiscal deficits in developing countries*. **Economic Department Georgetown University**, Washington, 1996.

DICKEY, D.; FULLER, W. *Distribution of the estimator for auto-regressive time series with a unit root*. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n. 366, p.427-431, 1979.

DICKEY, D.; FULLER, W. *Likelihood ratio statistic for auto-regressive time series with a unit root*. **Econometric**, v.94, n.4, pp.1057-1072, 1981.

DRAZEN, A.; HELPMAN, E. Inflationary consequences of antecipated macroeconomics policies. *Review of Economic Studies*, v. 57 (1), 1990.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley and Sons Inc., 1995.

FACHADA, P. *Inflation targeting in Brazil: reviewing two years of monetary policy 1999/00*. **Banco Central do Brasil, Brasília**, n.25, ago. 2001. (*Working Paper*).

FAVERO, C. A.; GIAVAZZI, F. *Inflation targeting and debt: lessons from Brazil*. **National Bureau of Economic Research, Cambridge**, mar. 2004. (*Working Paper*).

FERRARI FILHO, F. Da tríade mobilidade de capital, flexibilidade cambial e metas de inflação à proposição de uma agenda alternativa: uma estratégia de desenvolvimento para a economia brasileira à luz da teoria pós-keynesiana . **Universidade Federal do Rio Grande do Sul**, Porto Alegre, 2002. (Texto para discussão).

FILGUEIRAS, L. **História do Plano Real: fundamentos, impactos e contradições**. Rio de Janeiro: Bomtempo, 2003.

FRAGA, A.; GOLDFAJK, I.; MINELLA, A. *Inflation targeting in emergent market economies*. **National Bureau of Economic Research, Cambridge**, oct. 2003. (*Working Paper*).

FULLER, W. *Testing the auto-regressive process for unit root*. **Report to the U.S. Census Bureau**, 1979.

GOLDFAJN, I. Há razões para duvidar que a dívida pública no Brasil é sustentável? **Notas técnicas do Banco Central do Brasil**, Brasília, n. 25, p. 1-26, jul. 2002.

GOLDFAJN, I.; WERLANG, S. R. *The pass-through from depreciation to inflation: a panel study*. **Banco Central do Brasil**. Brasília, n.5, jul.2002. (*Working Paper*).

GRANGER, C. *Investigating causal relations by econometric models and non-spectral methods*. **Econometrica**, 1969.

GRANGER, C.; NEWBOLD, P. *Spurious regression in econometrics*, **Journal of Econometrics**, v.2, p. 111-120, 1974.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5ed. New Jersey: Practice Hall, 2003.

GREMAUD, A. P.; VASCONCELLOS, M. A; TONETO JUNIOR, R. **Economia brasileira contemporânea**. 4ed. São Paulo: Atlas, 2002.

GOMES, C.; HOLLAND, M. Regra de Taylor e a política monetária em condição de endividamento público no Brasil. **Economia**, Niterói (RJ), v.4, n.2, p. 333-361, jul-dez. 2003.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 3ed. São Paulo: Makron Boks, 2000.

HALDANE, A. G.; SALMON, C. K. *Three issues in inflation targets*. **Inflation Target**. London: Bank of England, 1995.

HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. 1ed. Princeton: Princeton University Press, 1994.

HERMANN, J. A macroeconomia da dívida pública: notas sobre o debate teórico e a experiência brasileira recente (1999-2002). Rio de Janeiro: Fundação Konrad Adenauer, 2002.

JOHANSEN, S. **Likelihood-based inference in cointegration vector auto-regressive models**. New York: Oxford University Press, 1995. p.267.

JOHNSTON, J.; DINARDO, J. **Métodos econométricos**. 4ed. São Paulo: McGraw-Hill, 2000.

LAAN, C. R. Liberalização da conta de capital: evolução e evidência para o caso brasileiro recente (1990-2005). **29º Prêmio BNDES de Economia**. Rio de Janeiro: BNDES, 2007.

LOPES, M.; DOMINGOS, E. Composição ótima para a dívida pública: uma análise macro-estrutural. **XXXII Encontro Nacional de Economia**. Brasília: ANPEC, 2004.

LOYO, E. *Tight money paradoxo on the loose: a fiscalist hyperinflation*. **Kennedy School of Government**, Harvard University, 1999.

LÜTKEPOHL, H. **Introduction to multiple time series analysis**. 2ed. Berlin: Springer-Verlag, 1993.

MEGALE, C. Fatores externos e risco-país. **27º Prêmio BNDES de Economia**. Rio de Janeiro: BNDES, 2005.

MENDONÇA, H. F. Coordenação de políticas macroeconômicas: implicações para o caso brasileiro. In. **BRASIL. Secretaria do Tesouro Nacional. Finanças Públicas: V Prêmio do Tesouro Nacional; coletânea de monografias**. Brasília: ESAF, 2001.

_____. Independência do Banco Central e a coordenação de políticas: vantagens e desvantagens de duas estruturas para estabilização. **Revista de Economia Política**, v. 23, n. 1, jan-mar. 2003.

MISHKIN, F. S. **Inflation targeting in emerging market countries**. NBER Working Paper Series, no 7618, 2000.

MISHKIN, F. S.; POSEN, A. *Design issues in the implementation of inflation targets. Economic Policy Review*. v. 3, n.3, ago. 1997.

NEUMANN, M.; HAGEN, J. Does inflation targeting matter? **Federal Reserve Bank of St. Louis Review**, v. 84, n. 4, p. 149-153, 2002.

OREIRO, J. L.; LEMOS, B. P.; PADILHA, R. O regime de metas de inflação e a governança da política monetária no Brasil: a análise e proposta de mudança. **Universidade Federal do Paraná**, Curitiba, 2005.

PALLEY, T. *Escaping the debt constraint on growth: a suggested monetary policy for Brazil. Journal of Political Economy*, Brasília, v. 24, n. 1, p.36-49, 2004.

PASTORE, A.C.; PINOTTI, M. C. Política fiscal, câmbio e inflação. **XV Fórum Nacional**, Rio de Janeiro, 2003.

ROISLAND, O.; TORVIK, R. Fiscal policy under inflation targeting. Arbeidsnotat, **Economics Department**, Oslo, dez. 2000.

ROMER, D. **Advanced Macroeconomics**. 2ed. New York: McGraw Hill, 2001.

SACHS, J.; LARRAIN, F. Macroeconomia em uma economia global. Edição revisada. São Paulo: Mkron-Books, 2000.

SARGENT, T. J; WALLACE, N. *Some unpleasant monetarist arithmetic. Research Department Federal Reserve Bank of Minneapolis*. 1981.

SERRANO, F. Taxa de juros, taxa de câmbio e metas de inflação. **Valor Econômico**. 24 de março de 2006.

SIMS, C. *Are forecasting models usable for policy analysis? Quarterly Review – Federal Reserve Bank of Minneapolis*, (winter), 1986.

STOCK, J.; WATSON, M. **Econometria**. São Paulo: Addison Wesley, 2004.

TINBERGEN, J. **On the theory of economic policy. Amsterdam**: North-Holland, 1952.

_____. *Macroeconomics and reality. Econometrica*, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

WOODFORD, M. *Monetary policy and price level determinacy in a cash-in-advance economy. Economic Theory*, 1994.

_____. *Optimal monetary policy inertia. National Bureau of Economic Research, Cambridge*, jul. 1999. (Working Paper).

WU, T. *Does inflation targeting reduce inflation? An analysis for the OCDE industrial countries. Banco Central do Brasil*, Brasília, n. 83, 2004. (Working Paper).

YETMAN, J. *Gaining credibility for inflation target. Society for Computational Economics*, n. 34, 2004.

ANEXO A:

A.1 PROPRIEDADES BÁSICAS DO MODELO VAR

O modelo expresso pela equação (56) pode ser especificado e generalizado para um modelo VAR(p), (ou VAR de ordem p), da seguinte forma:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + e_t \quad p = 1, 2, 3, \dots \quad (66)$$

Em que $x_t = (y_t, z_t)'$ é um vetor ($k \times 1$), a matriz de coeficiente A_i é fixa ($k \times k$) e $A = (a_1, \dots, a_k)'$ é um vetor de interceptos ($k \times 1$), permitindo que o intercepto não tenha média zero. Finalmente, $\eta_t = (e_{yt}, e_{zt})'$ é um processo de inovações (ou surpresas) ruído branco k -dimensional, de forma que $E(e_t) = 0$, $E(e_{yt}, e_{zt}) = \Sigma$ e $E(e_t e_s') = 0$ para $s \neq t$. É importante ressaltar que, através desse processo, SIMS (1980) tornou os modelos capazes de serem analisados por intermédio de choques inesperados, e, neste caso, considerando o sistema (57) e (58), os termos erros são compostos por inovações de ε_{yt} e ε_{zt} e expresso da seguinte forma:

$$\varepsilon_{1t} = \frac{e_{yt} - a_{12}e_{zt}}{1 - a_{12}a_{21}} \quad \text{e} \quad \varepsilon_{2t} = \frac{e_{zt} - a_{12}e_{yt}}{1 - a_{12}a_{21}} \quad (67)$$

Sabendo-se que ε_{it} são processos ruídos brancos, então, e_{it} tem média zero, variância constante e não sejam correlacionados. Para derivar as propriedades de $\{e_{1t}\}$ e mostrar sua consistência, tomam-se, primeiro, o seu valor esperado, ou seja:

$$E(e_t) = E(B^{-1} \varepsilon_t) \quad (68)$$

Média: $E(e_t) = 0$

PROVA:

$$E(e_{1t}) = E\left[\frac{(\varepsilon_{yt} - a_{12}\varepsilon_{zt})}{1 - a_{12}a_{21}}\right] = \frac{1}{1 - a_{12}a_{21}} [E(\varepsilon_{yt}) - a_{12}E(\varepsilon_{zt})] = \frac{1}{1 - a_{12}a_{21}} [0 - a_{12}0] = 0 \quad (69)$$

Variância: $E(e_{1t}^2) = \sigma^2 \rightarrow \text{constante (não varia no tempo } (t))$

PROVA:

$$\begin{aligned}
E(e_{1t}^2) &= E\left[\frac{(\varepsilon_{yt} - a_{12}\varepsilon_{zt})}{1 - a_{12}a_{21}}\right]^2 = \frac{1}{(1 - a_{12}a_{21})^2} [E(\varepsilon_{yt}) - a_{12}E(\varepsilon_{zt})]^2 = \\
&= \frac{1}{(1 - a_{12}a_{21})^2} [E(\varepsilon_{yt})^2 + a_{12}^2 E(\varepsilon_{zt})^2 - 2a_{12}E(\varepsilon_{yt}\varepsilon_{zt})] = \\
&= \frac{1}{(1 - a_{12}a_{21})^2} [\sigma_y^2 + a_{12}^2 \sigma_z^2 - 2a_{12}0] = \\
&= \frac{1}{(1 - a_{12}a_{21})^2} [\sigma_y^2 + a_{12}^2 \sigma_z^2]
\end{aligned} \tag{70}$$

Assim, a variância de e_{1t} é independente do tempo (t).

A **auto-covariância** entre e_{1t} e e_{1t-i} é dada por $Cov(e_{1t}, e_{1t-i}) = 0$, isto é, os erros são independentes em relação ao tempo, o que torna os erros estacionários.

PROVA:

$$\begin{aligned}
Cov(e_{1t}, e_{1t-i}) &= \frac{E(\varepsilon_{yt} - a_{12}\varepsilon_{zt})(\varepsilon_{yt-i} - a_{12}\varepsilon_{zt-i})}{(1 - a_{12}a_{21})^2} = \\
&= \frac{1}{(1 - a_{12}a_{21})^2} [E(\varepsilon_{yt}\varepsilon_{yt-i}) - a_{12}E(\varepsilon_{yt}\varepsilon_{zt-i}) - a_{12}E(\varepsilon_{zt}\varepsilon_{yt-i}) + a_{12}^2 E(\varepsilon_{zt}\varepsilon_{zt-i})] = \\
&= \frac{1}{(1 - a_{12}a_{21})^2} [0 - a_{12}0 - a_{12}0 + a_{12}^2 0] = 0
\end{aligned} \tag{71}$$

A independência dos erros e_{1t} em relação ao tempo, e a média e auto-covariância de e_{1t} sendo nulas, pode-se interpretar como sendo o termo erro uma série estacionária, isto é, não há alteração da variância dos erros quando o tempo varia. Podemos verificar, também, as mesmas propriedades para o e_{2t} . Essa é uma hipótese básica para estimação do modelo pelos métodos tradicionais. Entretanto, uma questão fundamental é verificar se os erros e_{1t} e e_{2t} estão correlacionados, sendo esse um ponto crítico que deve ser elucidado. Em geral, a covariância entre e_{1t} e e_{2t} não é zero.

Tomando a $Cov(e_{1t}, e_{2t})$, podemos provar a afirmação acima:

$$Cov(e_{1t}, e_{2t}) = E\left[\frac{(\varepsilon_{yt} - a_{12}\varepsilon_{zt})}{(1 - a_{12}a_{21})}\right] E\left[\frac{(\varepsilon_{zt} - a_{21}\varepsilon_{yt})}{(1 - a_{12}a_{21})}\right] =$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{1}{(1-a_{12}a_{21})^2} [E(\varepsilon_{yt}\varepsilon_{zt}) - a_{21}E(\varepsilon_{yt})^2 - a_{12}E(\varepsilon_{zt})^2 + a_{12}a_{21}E(\varepsilon_{yt}\varepsilon_{zt})] = \\
&= \frac{1}{(1-a_{12}a_{21})^2} [a_{21}\sigma_y^2 + a_{12}\sigma_z^2]
\end{aligned} \tag{72}$$

Somente no caso especial em que $a_{12} = a_{21} = 0$ (quando não há efeito contemporâneo entre as variáveis) os choques e_{1t} e e_{2t} serão não-correlacionados. Portanto, em geral, a covariância não será zero, e os dois choques sofrem efeitos contemporâneos no modelo. Assim, toda variância e covariância não variam no tempo e, por isso, permite escrever a matriz de variância/covariância da seguinte forma:

$$\Sigma = \begin{vmatrix} \text{Var}(e_{1t}) & \text{Cov}(e_{1t}, e_{2t}) \\ \text{Cov}(e_{2t}, e_{1t}) & \text{Var}(e_{2t}) \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{vmatrix} \tag{73}$$

A matriz covariância Σ é assumida ser não-singular.

A.2 TESTE DE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF) PARA RAIZ UNITÁRIA

O Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) serve como um indicador para verificar se uma tendência está presente numa série. Portanto, o teste ADF avalia a presença de raiz unitária e, consequentemente, testa a ordem de integração de uma sucessão.

Choques para uma série temporal estacionária são necessariamente temporários, ou seja, com o passar do tempo, os efeitos dos choques dissipam e a série reverte, no longo prazo, ao nível médio. Os testes para raízes unitárias são sensíveis à presença de regressores determinísticos, como um intercepto ou uma tendência de tempo determinística.

Para resolver o problema Dickey e Fuller (1979, 1981) derivaram por meio de simulações um procedimento para testar formalmente a presença de raiz unitária, através da introdução de elementos determinísticos no modelo de equações: intercepto e tendência temporal. Dessa forma, o teste é representado por três equações:

$$\begin{aligned}
y_t &= \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \\
y_t &= \alpha + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \\
y &= \rho y_{t-1} + \varepsilon_t
\end{aligned} \tag{74}$$

A primeira equação de (74) representa um processo auto-regressivo acrescido de elementos determinísticos: intercepto e tendência temporal. A segunda equação adiciona o termo de intercepto e a terceira equação representa um modelo de passeio aleatório puro.

Subtraindo y_t de ambos os lados, podemos reescrever a equação da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \alpha + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta y &= \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{75}$$

em que $\gamma = \rho - 1$. Portanto, testar a hipótese nula de $\rho = 1$ é equivalente testar se $\gamma = 0$, que é a forma mais freqüente. Hipóteses a respeito da constante α e da tendência linear βt também podem ser testadas individualmente ($H_0: \alpha = 0$ e $H_0: \beta = 0$) e coletivamente [$H_0: (\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$]³⁴.

Se uma sucessão for gerada por um processo $AR(p)$, as equações acima devem ser “aumentadas”, de forma a preservar a condição de ruído branco em ε_t , caracterizando o teste ADF da seguinte forma:

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta y_t &= \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \\ \Delta y &= \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t\end{aligned}\tag{76}$$

Assim, estimamos as equações por MQO e efetuamos o teste de hipótese individual comparando a estatística t aos valores críticos gerados por Dickey-Fuller³⁵.

³⁴ As distribuições t e F não são adequadas e distribuições alternativas foram sugeridas por Dickey e Fuller (1981).

³⁵ Para hipótese conjunta, o teste é dado por:

$$\Phi_i = \frac{\frac{(RSSr - RSSnr)}{r}}{\frac{RSSnr}{T - k}}$$

em que $RSSr$ e $RSSnr$ são, respectivamente, a soma dos quadrados dos resíduos restritos e não restritos; r é o número de restrições; T é o número de observações e k é o número de parâmetros estimados no modelo sem restrição das equações de regressão.

No Quadro 2, estão resumidos os testes com as respectivas hipóteses nulas e estatísticas de testes. Adotamos, para estas últimas, a nomenclatura utilizada por Dickey-Fuller, facilitando a consulta às tabelas contendo os valores críticos.

QUADRO 2 – SUMÁRIO DO TESTE Dickey-FULLER AUMENTADO

MODELO ESTIMADO	HIPÓTESES	ESTATÍSTICA	REGRA DE DECISÃO
$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$ $(\alpha, \beta, \gamma) = (0, 0, 0)$ $(\alpha, \beta, \gamma) = (\alpha, 0, 0)$	$\tau_t = \text{estatística } t$ Φ_2 Φ_3	$\tau_t > v_c \rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$ $\Phi_2 < v_c \rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$ $\Phi_3 < v_c \rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$
$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$ $(\alpha, \gamma) = (0, 0)$	τ_μ Φ_1	$\tau_\mu > v_c \rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$ $\Phi_1 < v_c \rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	$\tau = \text{estatística } t$	$\tau > v_c \rightarrow H_0 \text{ não é rejeitada}$

Fonte: Dickey e Fuller (1981).

NOTA 1: As tabelas contendo os valores críticos para τ_t , τ_μ e τ podem ser encontradas em Mackinnon (1991) e Fuller (1976). Para os Φ_i as tabelas estão em Dickey e Fuller (1981).

NOTA 2: v_c é o valor crítico.

Em termos de raízes unitárias, quatro casos são considerados: (a) Todas as sucessões do modelo são estacionárias: o modelo de regressão clássica é aplicável ao VAR; (b) Sucessões são integradas de ordens diferentes: equações de regressão com variáveis integradas de ordens diferentes não tem sentido econométrico; (c) As sucessões não estacionárias do modelo são integradas na mesma ordem e a sucessão residual contém uma tendência estocástica. Este é o caso na qual a regressão é espúria (segundo conceito de Granger e Newbold (1974)). Os resultados das regressões espúrias são sem sentido econométrico, pois os erros são permanentes. Neste caso, a literatura recomenda calcular a primeira diferença para deixar as sucessões estacionárias, para depois efetuar o VAR. Consequentemente os resultados assintóticos habituais podem ser aplicados³⁶; e (d) As sucessões do modelo não são estacionárias. Aplicando-se as primeiras diferenças, as sucessões se tornam estacionárias e integradas de mesma ordem com sucessão residual estacionária. Nestas circunstâncias as sucessões são cointegradas.

³⁶ Caso em que há tendência determinística e estocástica na série, a primeira diferença não é apropriada.

Em termos do procedimento ADF, temos quatro problemas relacionados quanto ao verdadeiro processo auto-regressivo gerador dos dados: (i) O verdadeiro processo gerador de dados pode conter componente auto-regressivo e componente de média móvel. Para Enders (1995), o pesquisador deve tentar administrar o teste se a ordem das médias móveis é desconhecida; (ii) Não pode estimar γ e seus desvios padrão corretamente a menos que todas as condições de auto-regressão, $AR(p)$, sejam incluídas na equação. Como a verdadeira ordem do processo é, em geral, desconhecida, recomenda-se solucionar o problema selecionando a melhor defasagem; (iii) O Teste ADF considera apenas uma raiz unitária. Porém, uma auto-regressão de p defasagens tem “ p ” raízes características. Caso haja $m \leq p$ raízes unitárias, a série necessita ser diferenciada m vezes para alcançar a estacionariedade; (iv) Pode não ser conhecido se um intercepto e/ou tendência de tempo pertence a auto-regressão.

Para resolver o problema (i), um modelo de Médias Móveis – MA – inversível pode ser transformado em um modelo Auto-regressivo – AR, podendo ser generalizado para permitir componentes de médias móveis³⁷. Dessa forma, o teste para $\gamma=0$ pode ser conduzido usando as estatísticas testes de Dickey-Fuller. Quanto ao problema (ii), relativo à defasagem apropriada da sucessão, pode-se iniciar os testes incluindo muitas defasagens, reduzindo gradativamente até ao ponto ótimo de defasagem³⁸.

Para verificar se a ordem de uma sucessão de integração é maior que 1, $\{y\} > I(1)$, problema (iii), é necessário mais de uma diferença para a estacionariedade, portanto, deve-se testar a existência de mais de uma raiz unitária. O próximo tópico apresenta o procedimento sugerido para a verificação de um processo “estacionário” com raízes múltiplas.

Se aplicarmos, sucessivamente, as diferenças para testar as múltiplas raízes unitárias, perderíamos o fundamento estatístico do teste, pois os testes ADF carregam,

³⁷ Para melhor entendimento de um modelo MA inversível e o processo ARMA (modelo auto-regressivo com médias móveis), consultar Enders (1995, pp.63). No Anexo A.2 encontra-se a formalização do processo VAR em processo de Média Móvel (VMA).

³⁸ Quanto maior o número de defasagem, menor será o poder do teste para rejeitar a hipótese nula de uma raiz unitária, pois com o aumento do número de defasagem necessita-se estimar parâmetros adicionais e, conseqüentemente, há perdas de grau de liberdade e porque o número de observações utilizáveis no modelo diminui (perde-se uma observação para cada atraso adicional incluído no modelo auto-regressivo).

respectivamente, nas hipóteses nula e alternativa, a sucessão de apenas uma raiz unitária (não estacionária) e ausência de raiz unitária (estacionária), não permitindo a condição de várias raízes.

Como solução para testar a presença de mais de uma raiz unitária, Dickey e Pantulla (1987) sugerem uma extensão do procedimento básico. O método consiste em estimar por MQO o modelo generalizado para testar $d = r$ raízes unitárias:

$$\Delta^r y_t = \alpha + \beta_1 \Delta^{r-1} y_{t-1} + \beta_2 \Delta^{r-2} y_{t-1} + \dots + \beta_r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (77)$$

Realiza-se, então, uma seqüência de testes, iniciado pelo maior número de raízes unitárias predito, reduzindo a quantidade de raízes unitárias à medida que a hipótese nula (existência de raiz unitária) for rejeitada. O procedimento encerra quando a hipótese nula for aceita.

A.3 FORMALIZAÇÃO DO PROCESSO VAR EM PROCESSO MÉDIA MÓVEL

Segundo Box, Jenkins e Reisen (1994), admitindo que o sistema seja estável, pode-se trabalhar com modelo de vetores auto-regressivos representados em média móveis. Portanto, desde que comprovada a estacionariedade do sistema, um modelo VAR pode ser definido como um modelo de médias móveis. Dessa forma, os vetores auto-regressivos são representados por uma série de choques, ou seja, pelas médias móveis dos termos aleatórios (desde que respeitada a propriedade de invertibilidade do sistema).

Considerando a preferência por modelos parcimoniosos, a inclusão de médias móveis garante que menos parâmetros são necessários para guardar a memória auto-regressiva das variáveis. Neste caso, é importante examinar a questão de vetores médias móveis (VMA), além do VAR, para questão de estimação.

O modelo VAR na forma padrão pode ser expressados em valores presentes e passados dos termos erros, desde que verificada a condição de estabilidade. Para ilustrar o sistema de equações me termos matriciais, temos:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (78)$$

Dado \bar{y} e \bar{z} serem o valor médio de y_t e z_t , respectivamente, considerando a expressão em termos de choques e aplicando a condição de estacionariedade, pode-se obter a seguinte equação.

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (79)$$

A expressão (79) estabelece que y_t e z_t estão diretamente associados com os termos erros. Enders (1995) reescreve a equação acima em termos das seqüências $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$. De acordo com (67), temos:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (80)$$

Substituindo (80) em (79), temos:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11}a_{12} \\ a_{21}a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (81)$$

Substituindo $\phi_i = \left[\frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \right] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$, temos a expressão de vetores de médias móveis:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (82)$$

Ou, alternativamente,

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (83)$$

ANEXO B:

TABELA 5: TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER/BLOCK EXOGENEITY WALD TEST

	Variável Dependente											
	CAMBIO		DLSP		IPCA		SELIC		RISCO		PIB	
	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.	χ^2	Prob.
CAMBIO	-	-	12,201 2	0,000 5	10,578 7	0,001 1	14,0309 2	0,000 2	0,9948 6	0,318 6	0,013 6	0,907 0
DLSP	19,464 5	0,000 0	-	-	2,4630 6	0,116 6	2,3513 2	0,125 2	13,995 1	0,000 2	0,043 3	0,835 1
IPCA	0,0570 2	0,811 2	2,6979 5	0,100 5	-	-	2,0519 0	0,152 0	0,0750 7	0,780 7	0,309 2	0,578 2
SELIC	0,5864 8	0,443 8	5,2370 8	0,028 8	5,6124 8	0,017 8	-	-	0,1298 6	0,718 6	0,233 4	0,629 0
RISCO	1,0643 2	0,302 2	14,796 2	0,000 1	0,1069 8	0,743 8	3,2552 2	0,071 2	-	-	0,015 1	0,902 3
PIB	0,4560 5	0,499 5	2,3336 6	0,126 6	0,0010 2	0,974 2	0,39234 3	0,531 1	0,0357 4	0,952 4	-	-
TOTAL	26,478 7	0,000 1	30,009 2	0,000 0	18,989 9	0,001 9	25,710 4	0,000 1	16,528 4	0,005 5	0,697 6	0,983 1

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos dados obtidos no software Eviews 6.

TABELA 6: TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Hipótese de não cointegração (*)	Estatística		Valor Crítico	Prob.
	Eigenvalue	Traço		
Nenhum(**)	0,22768	53,91583	54,07904	0,05170
Ao menos 1(**)	0,13259	29,37032	35,19275	0,18530
Ao menos 2(**)	0,09550	15,85727	20,26184	0,18120
Ao menos 3(**)	0,06439	6,32236	9,16455	0,16730

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtido do software Eviews 6.

(*) O teste foi verificado apenas com as variáveis que são integradas de mesma ordem.

(**) A estatística Eigenvalue e Traço mostram que não há co-integração das séries ao nível de 5% de significância.

TABELA 7 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

HIPÓTESE NULA	Estatística F	Prob.
DLNRISCOSA não causa Granger DLNPIBSA	0.04382	0.83466
DLNPIBSA não causa Granger DLNRISCOSA	0.00184	0.96585
DLNIPCASA não causa Granger DLNPIBSA	0.25100	0.61761
DLNPIBSA não causa Granger DLNIPCASA	0.39502	0.53128
DSELICSA não causa Granger DLNPIBSA	0.14847	0.70089
DLNPIBSA não causa Granger DSELICSA	1,62215	0.20600
DLNCAMBIOSA não causa Granger DLNPIBSA	0.06480	0.79963
DLNPIBSA não causa Granger DLNCAMBIOSA	0.67752	0.41257
DLNDLSPSA não causa Granger DLNPIBSA	0.03159	0.85931
DLNPIBSA não causa Granger DLNDLSPSA	1,13504	0.28949
DLNIPCASA não causa Granger DLNRISCOSA	0.36824	0.54551
DLNRISCOSA não causa Granger DLNIPCASA	4,66751	0.03343
DSELICSA não causa Granger DLNRISCOSA	1,06812	0.30408
DLNRISCOSA não causa Granger DSELICSA	0.45367	0.50228
DLNCAMBIOSA não causa Granger DLNRISCOSA	3,42122	0.07124
DLNRISCOSA não causa Granger DLNCAMBIOSA	4,15747	0.04763
DLNDLSPSA não causa Granger DLNRISCOSA	13,76530	0.00035
DLNRISCOSA não causa Granger DLNDLSPSA	2,78124	0.09877
DSELICSA não causa Granger DLNIPCASA	2,82646	0.09454
DLNIPCASA não causa Granger DSELICSA	4,56326	0.03541
DLNCAMBIOSA não causa Granger DLNIPCASA	11,37450	0.00110
DLNIPCASA não causa Granger DLNCAMBIOSA	0.35829	0.55098
DLNDLSPSA não causa Granger DLNIPCASA	0.19459	0.66019
DLNIPCASA não causa Granger DLNDLSPSA	6,11079	0.01534
DLNCAMBIOSA não causa Granger DSELICSA	15,67820	0.00015
DLNSELICSA não causa Granger DLNCAMBIO	2,19836	0.14158
DLNDLSPSA não causa Granger DSELICSA	3,17481	0.07808
DSELICSA não causa Granger DLNDLSPSA	5,59439	0.02013
DLNDLSPSA não causa Granger DLNCAMBIOSA	24,35200	3.6E-06
DLNCAMBIOSA não causa Granger DLNDLSPSA	6,18638	0.01468

Fonte: Elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos no software Eviews 6

Em destaque estão os resultados significantes.

TABELA 8 – ANÁLISE DA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

Decomposição da Variância de DLNPIBSA							
La g	S.E.	DLNPIBS A	DLNRISCOSA	DLNIPCASA	DSELICSA	DLNCAMBIOSA	DLNDLSPSA
1		100,00000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000

	0.038651						
5	0.039239	99,16804	0,028192	0,391321	0,223969	0,026261	0,162216
10	0.039240	99,16398	0,028106	0,391524	0,224580	0,026726	0,164986
Decomposição da Variância de DLNRISCOSA							
La g	S.E.	DLNPIBSA	DLNRISCOS A	DLNIPCASA	DSELICSA	DLNCAMBIOSA	DLNDLSPS A
1	0.094814	0,000123	99,99988	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
5	0.110510	0,176447	89,43294	0,934282	0,151528	2,146223	7,158580
10	0.110519	0,179635	89,42185	0,934493	0,152905	2,146565	7,164556
Decomposição da Variância de DLNIPCASA							
La g	S.E.	DLNPIBSA	DLNRISCOSA	DLNIPCAS A	DSELICS A	DLNCAMBIOS A	DLNDLSPSA
1	0.456147	0,153408	0,029800	99,81679	0,000000	0,000000	0,000000
5	0.498588	0,566791	2,366787	83,75584	4,663853	4,874634	3,772099
10	0.498658	0,571235	2,366544	83,73371	4,665641	4,876874	3,785995
Decomposição da Variância de DSELICSA							
La g	S.E.	DLNPIBSA	DLNRISCOSA	DLNIPCAS A	DSELICS A	DLNCAMBIOS A	DLNDLSPSA
1	0.152812	2,316432	0,277336	0,428667	96,97757	0,000000	0,000000
5	0.169554	4,248937	1,008851	4,812727	79,73108	8,804362	1,394047
10	0.169560	4,250654	1,008876	4,812842	79,72607	8,804022	1,397537
Decomposição da Variância de DLNCAMBIOSA							
La g	S.E.	DLNPIBSA	DLNRISCOS A	DLNIPCASA	DSELICS A	DLNCAMBIOS A	DLNDLSPS A
1	0.032487	1,877189	20,29129	1,541839	4,084467	72,20522	0,000000
5	0.038152	3,195860	17,40689	1,971218	4,473661	63,07935	9,873027
10	0.038155	3,199129	17,40119	1,871561	4,475473	63,17178	9,880866
Decomposição da Variância de DLNDLSPSA							
La g	S.E.	DLNPIBSA	DLNRISCOS A	DLNIPCASA	DSELICS A	DLNCAMBIOS A	DLNDLSPS A
1	0.017153	1,164480	9,181265	0,497428	3,126913	9,157183	76,872731
5	0.020000	2,666318	7,357583	3,094136	4,572521	17,14168	65,163304
10	0.020005	2,676097	7,353853	3,095486	4,578367	17,14614	65,154519

Fonte: elaborado pelo autor a partir dos resultados obtidos no software Eviews 6